



# **L'évaluation de l'impact des politiques publiques : caractérisation des enjeux et exemples de politiques agricoles et forestières**

Sylvain Chabe-Ferret

## **► To cite this version:**

Sylvain Chabe-Ferret. L'évaluation de l'impact des politiques publiques : caractérisation des enjeux et exemples de politiques agricoles et forestières. Sciences de l'Homme et Société. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2008. Français. NNT : 2008CLF10299 . tel-00294444

**HAL Id: tel-00294444**

**<https://theses.hal.science/tel-00294444>**

Submitted on 9 Jul 2008

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I  
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
Centre d'Études et de Recherches sur le Développement International (CERDI)

## **L'évaluation de l'impact des politiques publiques : caractérisation des enjeux et exemples de politiques agricoles et forestières**

Thèse Nouveau Régime  
Présentée et soutenue publiquement le 25 juin 2008  
Pour l'obtention du titre de Docteur ès Sciences Économiques  
Par

**Sylvain CHABÉ-FERRET**

Sous la direction de  
Mme Catherine ARAUJO-BONJEAN

### Membres du Jury :

Catherine ARAUJO-BONJEAN	Chargé de recherche au CNRS	Directeur
Jean-Louis ARCAND	Professeur à l'Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I	Suffragant
Vianney DEQUIEDT	Chargé de recherche à l'INRA	Suffragant
Jean-Pierre FLORENS	Professeur à l'Université de Toulouse I	Rapporteur
Thierry KAMIONKA	Directeur de recherche au CNRS	Rapporteur
Dominique VOLLET	Ingénieur en chef du GREF	Suffragant



Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I  
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion  
Centre d'Études et de Recherches sur le Développement International (CERDI)

## **L'évaluation de l'impact des politiques publiques : caractérisation des enjeux et exemples de politiques agricoles et forestières**

Thèse Nouveau Régime  
Présentée et soutenue publiquement le 25 juin 2008  
Pour l'obtention du titre de Docteur ès Sciences Économiques  
Par

**Sylvain CHABÉ-FERRET**

Sous la direction de  
Mme Catherine ARAUJO-BONJEAN

### Membres du Jury :

Catherine ARAUJO-BONJEAN	Chargé de recherche au CNRS	Directeur
Jean-Louis ARCAND	Professeur à l'Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I	Suffragant
Vianney DEQUIEDT	Chargé de recherche à l'INRA	Suffragant
Jean-Pierre FLORENS	Professeur à l'Université de Toulouse I	Rapporteur
Thierry KAMIONKA	Directeur de recherche au CNRS	Rapporteur
Dominique VOLLET	Ingénieur en chef du GREF	Suffragant



*À Mathilde et Joseph.*



# Remerciements

Tout au long de ce travail de thèse, j'ai pu bénéficier de l'appui, des conseils, du soutien et de la collaboration de nombreuses personnes et institutions que je tiens à remercier ici.

Je tiens tout d'abord à remercier Catherine Araujo-Bonjean pour ses encouragements, son exigence, ses précieux conseils et pour les constants efforts qu'elle a su fournir pour me faire écrire et m'éviter ainsi de trop longtemps et trop souvent m'égarer dans les bras délicieux de la procrastination. Qu'elle soit aussi remerciée pour ses remarques toujours pertinentes qui ont fait que cette thèse n'est pas seulement écrite, mais, je l'espère, lisible.

Je remercie Jean-Pierre Florens et Thierry Kamionka d'avoir accepté d'être rapporteurs de cette thèse ainsi que Jean-Louis Arcand, Vianney Dequiedt et Dominique Vollet d'avoir accepté d'être membres du jury.

Je remercie tous les membres du CERDI de m'avoir accueilli et biberonné à la science économique. Merci à Léandre Bassole d'avoir partagé son intérêt pour l'évaluation, à Florent Bresson et Christophe Cottet pour les discussions un marqueur à la main, à Jean-Pierre Tranchant pour les pauses « économie politique » et à Grégoire Rota-Graziosi pour ses conseils. Merci à Julien Gourdon pour ces années de cohabitation joyeuse, merci à Yohana Dukhan et Julie Subervie pour leur humour.

Je remercie tous les membres de l'équipe ECOPOL du CIRAD de Nogent sur Marne, et notamment Mourad Ayouz, pour son exigence, sa passion et sa culture économique encyclopédique et Tancrède Voituriez, pour sa patience, sa curiosité, son écoute et sa gentillesse.

Je remercie tous les professeurs qui ont su me transmettre leurs connaissances et leur passion de la recherche, et notamment Alain de Janvry, Élisabeth Sadoulet, Marcel Fafchamps, Jean-Louis Arcand, Jean-Louis Combes, Patrick Guillaumont et Thomas Piketty.





Je remercie tous ceux qui m'ont permis de mener à bien les travaux à l'origine des chapitres de cette thèse, notamment Sébastien Bouvatier et Bernard Dechambre d'avoir soutenu l'évaluation de l'impact des aides aux scieries à l'origine du chapitre 3 et Sylvie Lavigne pour son travail sur les données et les dispositifs de subvention à l'investissement. Par ailleurs, je remercie tous ceux dont les commentaires ont pu faire avancer ces travaux, notamment Francis Aubert, Luc Behaghel, Sylvie Charlot, Cécile Detang-Dessendre et Michel Simioni pour leurs remarques sur des versions précédentes du chapitre 3 et Jean-Louis Arcand, Pramila Krishnan et Sylvie Lambert pour leurs remarques qui ont permis d'améliorer le chapitre 4.

Merci enfin à Claude Millier, Marc Guérin, Étienne Josien et Dominique Vollet de m'avoir permis de réaliser ma thèse dans d'excellentes conditions grâce au soutien de l'ENGREF puis du CEMAGREF.

Merci à Mathilde d'avoir subi l'épreuve de partager la vie d'un thésard... Une nouvelle vie commence !



La Faculté n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.



# Table des matières

<b>Remerciements</b>	<b>vii</b>
<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>1 Une présentation critique des approches statistiques de la causalité</b>	<b>15</b>
1.1 Introduction . . . . .	15
1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement	17
1.2.1 Quelques notations et définitions . . . . .	18
1.2.2 La notion de résultat potentiel, l'effet causal individuel et le problème fondamen- tal de l'inférence causale . . . . .	20
1.2.3 L'effet causal moyen du traitement et l'effet causal moyen du traitement sur les traités . . . . .	23
1.2.4 Conditions d'identification de l'effet causal moyen du traitement . . . . .	25
1.3 L'effet local moyen du traitement . . . . .	37
1.3.1 Le modèle causal de Rubin avec variables instrumentales et la définition de l'effet local moyen du traitement . . . . .	38
1.3.2 L'effet local moyen du traitement et l'effet de l'intention de traiter . . . . .	44
1.3.3 L'estimateur des variables instrumentales, l'hypothèse de monotonie et l'identi- fication de l'effet local moyen du traitement (LATE) . . . . .	47
1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence . . . . .	56
1.4.1 Le modèle de Roy-Quandt-Heckman . . . . .	57
1.4.2 Des résultats potentiels aux équations structurelles grâce aux notions de modifi- cation et d'autonomie . . . . .	60

## Table des matières

---

1.4.3	Les modèles de Rubin et de Roy-Quandt-Heckman : un résultat d'équivalence . .	63
1.5	Un bilan des apports du courant de recherche basé sur les résultats potentiels . . . . .	71
1.5.1	Les apports et les limites de l'approche de Rubin . . . . .	71
1.5.2	Un petit aperçu de l'histoire des variables instrumentales . . . . .	72
1.6	Conclusion . . . . .	75
<b>2</b>	<b>Évaluation de quoi ? La notion de pertinence</b>	<b>77</b>
2.1	Introduction . . . . .	77
2.2	La valorisation des états sociaux . . . . .	80
2.2.1	Définition de la fonction de valorisation des états sociaux . . . . .	80
2.2.2	La valorisation des états sociaux dans le modèle de Roy . . . . .	81
2.3	Le modèle générant les données observées . . . . .	82
2.3.1	Définition générale de la notion de modèle . . . . .	83
2.3.2	L'exemple du modèle de Roy-Quandt-Heckman . . . . .	84
2.4	Les politiques publiques vues comme des modifications . . . . .	95
2.4.1	La définition d'une modification de la structure à la Hurwicz . . . . .	95
2.4.2	L'exemple du modèle de Roy généralisé . . . . .	97
2.5	La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision . . . . .	108
2.5.1	Un problème de décision et la notion de caractéristique décisive associée . . . .	108
2.5.2	Les paramètres de traitement définis comme des caractéristiques décisives dans le modèle de Roy généralisé . . . . .	113
2.6	La pertinence éthique, politique et causale d'une évaluation . . . . .	125
2.6.1	Une évaluation : des données et du modèle vers la décision . . . . .	126
2.6.2	Les notions de pertinence éthique, politique et causale . . . . .	127
2.6.3	La pertinence des effets de traitement . . . . .	130
2.7	Conclusion . . . . .	132
Annexe 2.A	Preuve de la proposition 2.5.1 . . . . .	135
Annexe 2.B	Preuve de la proposition 2.5.2 . . . . .	136
Annexe 2.C	Preuve de la proposition 2.5.3 . . . . .	138
Annexe 2.D	Preuve de la proposition 2.5.4 . . . . .	140
Annexe 2.E	Preuve de la proposition 2.5.5 . . . . .	144
Annexe 2.F	Preuve de l'identification de l'ITE et de MTE <sup>n</sup> . . . . .	146

<b>3 La validité des évaluations utilisant les effets fixes : l'exemple des subventions à l'investissement</b>	<b>149</b>
3.1 Introduction . . . . .	149
3.2 Approche théorique de l'impact des aides . . . . .	152
3.2.1 Le problème de l'entreprise . . . . .	152
3.2.2 La décision de demande de subvention à l'investissement . . . . .	154
3.2.3 La définition du coût du capital en présence de subventions à l'investissement . . . . .	155
3.2.4 L'impact du système d'aide sur la demande de facteurs . . . . .	157
3.3 Choix de la forme fonctionnelle et formulation dynamique de la demande de facteurs . . . . .	160
3.3.1 Le choix de la forme fonctionnelle : séparabilité et log-linéarité . . . . .	160
3.3.2 La formulation dynamique de la demande de facteurs : un processus d'ajustement partiel . . . . .	161
3.3.3 Les paramètres recherchés . . . . .	163
3.4 Stratégies d'identification . . . . .	165
3.4.1 L'information du manager se limite à la composante fixe dans le temps de la productivité : justification de l'estimateur « within » . . . . .	165
3.4.2 La productivité suit une tendance aléatoire : test de l'hypothèse et conséquence pour l'estimateur « within » . . . . .	168
3.4.3 Le manager connaît l'ensemble de la productivité : biais attendu pour l'estimateur « within » . . . . .	171
3.5 Les données utilisées et le dispositif évalué . . . . .	174
3.6 Les résultats . . . . .	176
3.6.1 La demande de travail . . . . .	177
3.6.2 La demande de grumes . . . . .	179
3.7 Conclusion . . . . .	181
Annexe 3.A Preuve de la proposition 3.2.1 . . . . .	185
Annexe 3.B Preuve de la proposition 3.2.2 . . . . .	185
Annexe 3.C Preuve de la proposition 3.3.1 . . . . .	186
Annexe 3.D Preuve de la proposition 3.4.1 . . . . .	187
Annexe 3.E Preuve de la proposition 3.4.2 . . . . .	188
Annexe 3.F Preuve de la proposition 3.4.3 . . . . .	189



## Table des matières

---

<b>4</b>	<b>L'impact distributif des politiques agricoles des pays développés au Brésil</b>	<b>193</b>
4.1	Introduction . . . . .	193
4.2	Un aperçu des politiques agricoles des pays développés et de leurs conséquences . . . .	195
4.3	Méthodologie d'évaluation de l'impact distributif d'une variation de prix . . . . .	198
4.4	Présentation des données . . . . .	199
4.5	L'impact distributif des politiques agricoles des pays développés . . . . .	203
4.5.1	Impacts distributifs d'une variation du prix de chaque produit . . . . .	203
4.5.2	Impact distributif de la variation des prix des biens agricoles due au retrait des politiques agricoles des pays développés . . . . .	205
4.6	Conclusion . . . . .	207
Annexe 4.A	Approximation de la variation compensatoire . . . . .	211
4.A.1	Activité de production du ménage . . . . .	211
4.A.2	Activité de consommation du ménage . . . . .	211
4.A.3	Imperfections de marchés : marchés manquants . . . . .	211
4.A.4	Paievements en nature . . . . .	212
4.A.5	Problème d'optimisation du ménage . . . . .	212
4.A.6	Propriétés des dérivées de la fonction de profit et d'utilité indirecte . . . . .	213
4.A.7	Dérivation d'une approximation au premier ordre de la variation compensatoire	214
Annexe 4.B	Techniques de régression non-paramétriques . . . . .	216
4.B.1	Estimation de la densité de la distribution d'une variable . . . . .	216
4.B.2	Techniques de régression non-paramétriques . . . . .	216
	<b>Conclusion</b>	<b>219</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>223</b>
	<b>Résumé</b>	<b>240</b>
	<b>Summary</b>	<b>240</b>

# Liste des tableaux

3.1	Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de facteurs des entreprises . . . .	180
4.1	Variations des prix mondiaux (en %) prédites par deux MEGC . . . . .	197
4.2	Statistiques descriptives . . . . .	201
4.3	Scénarii de variation des prix agricoles appliqués aux données PPV (en %) . . . . .	205



# Liste des figures

2.1	Réseau causal bayésien associé au modèle de Roy généralisé . . . . .	88
2.2	Exemple de l'échec de l'hypothèse de monotonie . . . . .	89
2.3	Exemple de délimitation des $U^D$ dans le modèle de Roy généralisé . . . . .	90
3.1	Densité de la répartition des entreprises par niveau d'emploi en 1994 et 2003 . . . . .	175
3.2	Densité de la répartition des entreprises par niveau d'achats de grumes en 1994 et 2003 . . . . .	176
3.3	Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de travail . . . . .	177
3.4	Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de travail en Auvergne . . . . .	178
3.5	Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de travail en Limousin . . . . .	179
3.6	Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de grumes . . . . .	181
3.7	Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de grumes en Auvergne . . . . .	182
3.8	Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de grumes en Limousin . . . . .	182
4.1	Impact sur le prix mondial et le bien-être dans un pays exportateur d'une taxe à l'im- portation instaurée par un grand pays importateur . . . . .	196
4.2	Distribution de la dépense par tête dans l'échantillon . . . . .	200
4.3	Proportion d'agriculteurs, de producteurs de maïs ou de riz et de vendeurs nets de maïs et de riz par niveau de dépense par tête . . . . .	202
4.4	Distribution des ratios de bénéfice net de divers biens agricoles dans l'ensemble de l'échantillon . . . . .	203
4.5	Distribution des ratios de bénéfice nets du lait et du maïs et du riz dans les zones rurales . . . . .	204
4.6	Impact distributif des hausses de prix dues au retrait des politiques agricoles des pays développés (ensemble de l'échantillon) . . . . .	206

## Liste des figures

---

4.7 Impact distributif des hausses de prix dues au retrait des politiques agricoles des pays développés (ensemble de l'échantillon) . . . . .	206
---	-----





# Introduction

*Abandonnez-vous à votre passion pour la science [...], mais que votre science soit humaine, et qu'elle ait un rapport direct avec l'action et la société.*

David Hume, *Enquête sur l'entendement humain*, p.47.

Il ne passe pas de semaine sans qu'une controverse autour de l'impact d'une politique n'anime l'espace public. La lutte contre le chômage massif et persistant que connaît la France depuis près de trente ans est un des principaux points focalisant les débats. L'attribution de la hausse ou de la baisse des chiffres du chômage à telle ou telle politique mise en place par tel ou tel gouvernement fait régulièrement l'objet de débats acharnés, sans doute lassants à la longue pour le citoyen, convaincu depuis longtemps que « les chiffres, on leur fait dire ce que l'on veut ». La fameuse « querelle de chiffres » est devenue un classique des débats politiques. Ces derniers se résument le plus souvent à un affrontement idéologique, qui pensant détenir la preuve qu'alléger les charges qui « étouffent » les entreprises a eu un effet bénéfique sur l'emploi ; qui persuadé du contraire, et convaincu par ailleurs que seule la restriction du temps de travail a été en mesure de créer des emplois. Une multitude de politiques de lutte de contre le chômage ont été mises en place en France (Blanchard 2004) successivement ou en même temps, sans qu'il semble possible d'obtenir une évaluation cohérente de leurs mérites respectifs.<sup>1</sup>

Ce qui est vrai pour les politiques du travail l'est aussi pour les politiques cherchant à favoriser la croissance et l'investissement, mais aussi pour les politiques agricoles (les difficiles négociations

---

<sup>1</sup> Un corpus empirique existe pourtant autour de l'évaluation de l'impact des politiques de réduction du chômage. On peut citer les travaux de Crépon et Kramarz (2002) sur la réduction du temps de travail, Crépon, Leclair, et Roux (2005), Bunel (2005) et Gubian, Jugnot, Lerais, et Passeron (2005) sur les lois Aubry et Crépon et Desplatz (2001) sur les allègements de charges sociales.



## Introduction

---

du cycle de Doha de l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC) achoppent en partie sur l'impact du retrait des politiques agricoles des pays développés sur les pays en développement), environnementales (la lutte contre l'effet de serre doit-elle plutôt passer par une taxe globale sur le carbone, un marché des droits à polluer, des quotas individuels attribués par l'État, un effort de la part de tous les citoyens?) ou de développement local (les aides à l'investissement des entreprises permettent-elles réellement de créer de l'emploi au niveau local?). Des débats sans fin animent chacune des instances en charge de ces politiques et envahissent l'espace public à chaque élection, ou à chaque intervention publique générant un désaccord d'une part importante de la population.

L'objectif de cette thèse est de clarifier la contribution que la science (et notamment l'économétrie) peut faire au débat public, à travers l'activité d'évaluation d'impact des politiques publiques. Dans cette thèse l'évaluation est considérée comme une aide à la décision dans une société libérale et démocratique.

L'évaluation, au sens strict, s'entend comme la formation d'un jugement de valeur (rapport Viveret), ou la détermination des effets propres (rapport Deleau), d'une politique passée (Perret 2001). L'évaluation rétrospective, ou *ex post*, a donc pour objectif de déterminer le rôle qu'a eu la politique dans la formation de l'état social atteint, et de ramener cette valeur aux moyens mis en oeuvre. C'est ce que l'on peut appeler le rôle d'attribution de l'évaluation. Le rapport entre la décision et l'évaluation commence à apparaître, notamment avec l'emploi des termes de « valeur » (qui sous-entend le choix d'une fonction de valorisation) et de « rôle de la politique dans la formation de l'état social » (qui sous-entend la possibilité de simuler un état social alternatif, conséquence d'une politique de référence à laquelle la politique en place est comparée). Malgré tout, n'est-ce pas un trop grand saut que de passer du rôle d'attribution, auquel semble se cantonner l'évaluation, au rôle d'aide à la décision qui lui est affecté dans cette thèse? Ce n'est sans doute pas le cas, et ce pour deux raisons, l'une théorique, l'autre pragmatique.

Du point de vue théorique, les définitions de l'évaluation, qui déterminent, ou tout au moins reflètent, sa pratique, oscillent entre une formulation « objective » mettant l'accent sur les problèmes de causalité (détermination des effets propres) et une formulation « subjective » (porter un jugement sur la valeur de la politique). La formalisation du problème d'évaluation comme un problème de décision permet d'unifier ces deux définitions, et de donner un pendant rigoureusement quantifiable aux notions de jugement, de valeur et d'effet propre, à travers les notions de situations de référence (ou décisions), de fonction d'objectif social et de modèle. En effet, l'évaluation peut être vue comme

la possibilité de prendre une décision différente dans le passé : le décideur aurait pu choisir de mettre en oeuvre une politique différente, ou de ne pas mettre en place la politique évaluée et de n'y substituer aucune autre action. Le chapitre 1 présente une approche de la causalité issue des statistiques, le modèle causal de Rubin. Cette approche, strictement cantonnée à l'estimation d'effets propres, ne permet pas de définir explicitement ces effets propres par rapport à un ou plusieurs problèmes de décision. Le chapitre 2 fait le point sur ces questions et donne une définition complète d'une évaluation. Cette approche permet d'envisager les limites de l'évaluation, à travers la notion de pertinence. Le chapitre 3 élabore sur la base d'un exemple l'importance de la définition des situations de référence (pertinence politique) et du modèle causal utilisé (hypothèses d'identification et pertinence causale).

Du point de vue pragmatique, si l'on souhaite que l'évaluation soit suivie (ou précédée) d'effet,<sup>2</sup> seuls deux buts ultimes peuvent lui être assignés :

- **Un rôle de supervision** : l'évaluation permet à une autorité (principal) de juger si l'agent auquel elle a délégué la mise en oeuvre d'une politique a atteint les objectifs qui lui ont été fixés. L'évaluateur, parce qu'il dispose de technologies spécifiques, est alors engagé par le principal pour mesurer les réalisations de l'agent. L'évaluation *ex post*, annoncée *ex ante*, permet au principal d'influencer le comportement de l'agent (elle est donc en quelque sorte précédée d'effet!).<sup>3</sup> Cet aspect du problème n'est pas abordé dans cette thèse, et laissé pour de futures recherches.
- **Un rôle d'aide à la décision publique** : l'évaluation permet de déterminer si, sur la base des informations délivrées par l'observation du passé, une politique en place mérite d'être reconduite

<sup>2</sup> Il est vrai que ce postulat semble en grande partie irréaliste, au vu du relatif échec de l'utilisation de l'évaluation pour améliorer le fonctionnement des politiques publiques en France (Perret 2001). Les mécanismes institutionnels provoquant un faible recours à l'évaluation (dont notamment le faible poids des commissions parlementaires, encore aggravé par le passage au quinquennat) sont évoqués par Perret (2001). Je me place dans cette thèse dans une situation où ces blocages ont été levés. Par ailleurs, rien n'interdit de faire le voeu pieu que l'évaluation est peu utilisée en partie parce que ses résultats n'ont pas été pensés pour se ramener au problème de décision auquel fait face le décideur.

<sup>3</sup> Par exemple, le principal peut être constitué par le corps électoral (ou par le parlement) et l'agent peut être le gouvernement. L'objectif de diminuer le chômage est par exemple donné par le principal à l'agent. Il est difficile pour le principal de concevoir une fonction de rémunération (ou de punition) de l'agent. En effet, il est impossible d'établir un contrat basé sur le taux de chômage effectif, puisque l'agent supporterait alors l'ensemble du risque existant dans l'économie. Le recours à l'évaluateur dans cette situation peut se heurter à deux problèmes. Si l'effort de l'agent n'est pas observable par le principal, mais que l'évaluateur peut extraire un signal donnant une information sur le niveau probable de l'effort, l'évaluateur peut entrer dans une activité de collusion avec l'agent (Faure-Grimaud, Laffont, et Martimort 2003), notamment s'il lui est subordonné. Par ailleurs, la technologie d'extraction de l'information de l'évaluateur peut ne pas être identifiée : plusieurs autres technologies peuvent mesurer des niveaux différents d'effort de l'agent, à partir des mêmes données observées. Par exemple, l'évaluation de l'impact d'une politique d'aide au retour à l'emploi utilisant les résultats des participants et des non participants peut se heurter au problème de biais de sélection (Heckman, Ichimura, Smith, et Todd 1998). En l'absence de restrictions d'exclusion, tous types de corrélation entre les variables inobservées déterminant la participation au programme et celles déterminant l'emploi sont possibles *a priori*. A ma connaissance, il n'existe pas d'étude des conséquences du problème d'identification (Hurwicz 1950) (ou d'ambiguïté (Manski 2000) ou d'incertitude sur le modèle (Brock, Durlauf, et West 2007)) sur le rôle de l'évaluation comme supervision.

en l'état, ou si elle doit être amendée, arrêtée... C'est ce rôle de l'évaluation que j'étudie dans cette thèse. Sous l'hypothèse que l'environnement dans lequel agit la politique reste constant dans le temps, décider d'arrêter ou d'amender une politique sur la base de l'information qu'a délivrée son fonctionnement est équivalent à considérer les conséquences qu'aurait eues une telle décision dans le passé. La constance de l'environnement permet de rendre équivalents le rôle d'attribution de l'évaluation (déterminer les conséquences qu'a eu une décision prise dans le passé) et de décision (déterminer les conséquences qu'aura une décision non encore prise). Les outils développés dans cette thèse (modification de systèmes d'équations simultanées) peuvent par ailleurs s'adapter au cas d'un environnement non constant. Trois questions se posent si on accepte d'étendre le rôle de l'évaluation d'une fonction d'attribution à une fonction d'aide à la décision : quelles sont les situations de référence auxquelles est comparée la politique évaluée (ce qui débouchera *in fine* sur la définition de la pertinence politique dans le chapitre 2) ? Quelle métrique est utilisée pour juger de la valeur de la politique étudiée par rapport aux politiques de référence (ce qui débouchera sur la notion de pertinence éthique) ? Comment, et à quelles conditions, la connaissance scientifique permet-elle de déterminer les conséquences des politiques de référence (ce qui débouchera sur la notion de pertinence causale) ? Pour répondre à ces questions générales, on doit résoudre deux problèmes pratiques : quels outils utiliser pour modéliser les interventions politiques et en prévoir les conséquences ? Quelle information est-il nécessaire d'essayer d'identifier à partir des données observées ?

Les controverses sur l'efficacité des politiques économiques peuvent en effet avoir deux origines : elles peuvent être dues à des divergences quant aux objectifs de la politique (et *in fine* de la société) ou à des compréhensions différentes des mécanismes économiques en jeu.

Les débats politiques reflètent en partie, il est vrai, l'antagonisme irréductible des intérêts des différents citoyens. Les chefs d'entreprise souhaitent voir leurs charges diminuer, la législation sur le travail assouplie, alors que les salariés préfèrent une augmentation de leurs salaires et du niveau de protection de leur emploi. La science ne peut contribuer à la résolution de cette contradiction d'intérêts, que l'on retrouve dès qu'il s'agit de mettre en place une politique publique. Comme le reconnaît Haavelmo (1997) dans son discours nobel, « *the question of what is the good society cannot be settled by any mathematical trick. At least as long as there are different opinions among people and groups concerning what they think is the best society. If we did not know it before, Kenneth Arrow has*

*showed this in an irrefutable way.* ».<sup>4</sup> C'est le même constat que faisait déjà Max Weber dans sa fameuse discussion du métier et de la vocation de savant (Weber 1919, p97) : « [la science] *n'a pas de sens puisqu'elle ne donne aucune réponse à la seule question qui nous importe : « Que devons-nous faire ? Comment devons-nous vivre ? »* ». Pour Weber, malgré tout, la science peut participer à éclairer le débat sur les principes qui doivent guider la société : « *l'ultime apport de la science à la clarté est de vous dire que tel ou tel parti que vous adoptez dérive logiquement [...] quant à sa signification,<sup>5</sup> de telle ou telle vision dernière et fondamentale du monde.* » (Weber 1919, p.113). Le choix des objectifs de l'action publique doit découler logiquement d'une vision fondamentale du monde, de principes généraux fondateurs pour la société (comme un contrat équitable (Rawls 1987) ou la maximisation du bonheur collectif (Harsanyi 1953)). La science peut servir à dériver rigoureusement des objectifs précis à partir d'axiomes généraux. Comme l'avance Fleurbaey (1996), la théorie de la justice est une science positive et non pas normative. Elle ne décrit pas ce que doit être une société juste, mais les objectifs économiques qu'une société se donne si elle adopte tels ou tels principes fondamentaux de justice. Dans de très nombreuses évaluations, les préférences sociales pour lesquelles les résultats sont pertinents restent implicites. En pratique, les paramètres couramment estimés dans la littérature d'évaluation et présentés dans le chapitre 1 sont valables pour des préférences sociales très particulières (Heckman et Smith 1998). Un des objectifs de cette thèse est d'éclairer la décision publique en soulignant les principes éthiques fondamentaux auxquels correspondent les critères utilisés dans les évaluations des politiques mises en place. La notion de pertinence éthique développée dans le chapitre 2 permet de décrire les préférences sociales pouvant utiliser les résultats de l'évaluation. Dans le chapitre 4, l'exemple de l'impact des politiques agricoles des pays développés est utilisé pour illustrer l'intérêt d'un élargissement de la pertinence éthique d'une évaluation. Contrairement aux évaluations utilisant la somme des surplus (ou des dispositions à payer hicksiennes) au niveau d'un pays ou du monde pour donner une valeur à un état social, on présente la distribution des dispositions à payer individuelles. On montre notamment que dans un pays comme le Brésil ayant un gain net positif à la suppression des politiques agricoles des pays développés, une majorité des ménages les plus pauvres serait négativement affectée par cette suppression.

Les débats animant la sphère publique ne se résument pas à une guerre idéologique. Certains désaccords proviennent de conceptions divergentes des mécanismes économiques. Piketty (1997)

---

<sup>4</sup>le théorème d'impossibilité d'Arrow (1951) démontre qu'il n'existe pas de « constitution » sociale non dictatoriale se basant sur les préférences ordinales des individus et ne considérant que les classements individuels des paires d'états sociaux comparées qui soit capable d'ordonner de manière cohérente l'ensemble des états sociaux.

<sup>5</sup>C'est Weber qui souligne.

## Introduction

---

donne l'exemple du débat sur le partage de la valeur ajoutée. La vision marxiste postule une technologie où travail et capital sont complémentaires pour la production de la valeur ajoutée. Dans ce modèle, augmenter les salaires ou taxer le capital n'a aucun impact sur le produit, et permet simplement de rediriger des ressources vers les travailleurs. Pour un économiste néoclassique, les deux facteurs de production sont substituables et une augmentation du coût du travail conduira à une utilisation plus intensive de capital. La part de la valeur ajoutée captée par le travail n'augmentera pas. Si la science ne peut rien pour résoudre les controverses sur les politiques économiques dues à des objectifs différents, peut-être peut-elle aider à résoudre les conflits dus à des visions divergentes des mécanismes sociaux et économiques. La connaissance scientifique pourrait permettre à des personnes partageant les mêmes objectifs sociaux mais des visions différentes des mécanismes économiques de se mettre d'accord, en « démontrant » quelle est la vision de l'économie qui correspond à la « réalité ». C'est le rôle qu'assigne Haavelmo (1997) à la théorie économique : « *as people connected with scientific research we are in a way bound to work on the basis of the axiom that information and enlightenment are to the benefit of mankind. Here is where the role of econometrics comes in, together with many other kinds of research. Its usefulness is based on the belief that even if we cannot settle disputes between conflicting interests, we can at least try to remove those causes of conflict that are due to lack of information and knowledge.* ». C'est aussi ce que Weber appelait de ses vœux : « *la science contribue à une oeuvre de clarté.*<sup>6</sup> [...] [E]n présence de tel problème [...] on peut adopter pratiquement telle position ou telle autre [...]. Quand on adopte alors telle ou telle position il faudra, suivant la procédure scientifique, appliquer tels ou tels moyens pour pouvoir mener à bonne fin son projet. Il peut arriver qu'à ce moment-là, les moyens présentent par eux-mêmes un caractère qui nous oblige à les refuser. Dans ce cas il nous faudra justement choisir entre la fin et les moyens inévitables que celle-ci exige. La fin justifie-t-elle les moyens ou non ? Le professeur peut seulement vous montrer la nécessité de ce choix, mais il ne peut faire davantage s'il se limite à son rôle de professeur et ne veut pas devenir un démagogue. En outre il peut également vous indiquer que lorsque vous voulez telle ou telle fin, il vous faudra consentir à telles ou telles conséquences subsidiaires qui en résulteront suivant les leçons de l'expérience. » (Weber 1919, p112). C'est l'illustration des situations possibles et des ressources qu'il faudra mobiliser pour les atteindre que doit permettre la science : « *a realistic theory in the world of economics is a theory that describes or simulates any economic society that would be feasible under some economic policy.* » (Haavelmo 1997).

---

<sup>6</sup>C'est Weber qui souligne.

La connaissance scientifique, et plus particulièrement l'économétrie,<sup>7</sup> peuvent-elles simuler l'état de l'économie lorsque des politiques différentes sont mises en place ? La science économique peut-elle éclairer le débat public en déterminant les conséquences d'une mesure de politique économique ? La possibilité d'utiliser le savoir élaboré par l'économie pour éclairer la décision publique est au cœur de ce travail de thèse. Nous allons essayer de déterminer si la connaissance économique peut-être « utile », c'est-à-dire si elle peut « *aider à prendre les bonnes décisions* », comme l'espérait Jacob Marschak (1953), le directeur la Commission Cowles dans les années 50.<sup>8</sup>

Comment la connaissance scientifique peut-elle permettre de construire des états sociaux possibles ou potentiels, correspondant à des altérations des instruments de la politique publique, et ainsi aider à choisir la « meilleure » d'entre elles ? La connaissance scientifique cherche à établir les conditions de validité de certaines lois, à caractériser la régularité des phénomènes physiques, biologiques et sociaux. Ce sont ces lois que l'évaluateur utilise pour déterminer ce qu'il serait advenu si certains outils de politique avaient changé de valeur. Pour Hume (1748), la principale propriété de la connaissance est de pouvoir imaginer le « *contraire des choses de fait* », ou **contrefactuel**, c'est-à-dire ce qu'il adviendrait si l'une des caractéristiques du monde dans lequel nous vivons était changée. La base de cette construction est l'utilisation de lois causales : à partir de notre connaissance des phénomènes, nous pouvons altérer une cause (par exemple une politique) et imaginer les conséquences de cette modification. Tinbergen (1952) a été le premier à formaliser le rôle de l'éconômètre de cette manière.

L'inférence de lois causales stables se heurte au problème fondamental de la connaissance tel que décrit par Knight (cité par Heckman (2000)) : « *The existence of a problem in knowledge depends on the future being different from the past, while the possibility of a solution of a problem of knowledge depends on the future being like the past* ». Comment peut-on, à partir de l'observation des phénomènes passés (ou des phénomènes réalisés) inférer des lois qui seront valables dans le futur (ou dans des situations différentes de celles qui ont été réalisées) ? Comment peut-on affirmer qu'une loi causale dont les paramètres ont été estimés sur des réalisations du passé (ou pour certaines réalisations des instruments) restera valable dans le futur (ou pour des valeurs différentes des instruments) ? L'existence de ce problème d'identification des relations causales est une des motivations de ce travail de thèse : comment l'évaluation en tant qu'aide à la décision peut-elle le prendre en compte ? La solution que je propose est d'éclairer la décision publique en reflétant l'ambiguïté sur laquelle repose l'évalua-

<sup>7</sup> Au sens que donnaient à ce mot les fondateurs de l'« Econometric Society » : une théorie économique mathématisée confrontée aux données grâce aux méthodes statistiques (Frisch 1933).

<sup>8</sup> La Commission Cowles a été le lieu où les méthodes modernes de l'économétrie ont été créées et formalisées. Christ (1994) offre un aperçu des contributions des membres de la Commission Cowles à l'élaboration de l'économétrie.

tion : la pertinence causale introduite au chapitre 2 permet de préciser le champs des interprétations causales compatibles avec le jugement de valeur posé sur la politique évaluée (ou sur la décision qui a été déclarée la « meilleure »). Pour exprimer les hypothèses sur lesquelles se basent les évaluations, deux outils conceptuels sont disponibles. Le modèle causal de Rubin présenté dans le chapitre 1 et le modèle à équations simultanées présenté dans le chapitre 2. Les modèles à équations simultanées permettent d'exprimer les hypothèses sous la forme de restrictions sur le comportement des agents, directement discutable sur la base de notre connaissance *a priori* de ce comportement.

On considère dans cette thèse le rôle de l'évaluation comme aide à la décision collective dans une société libérale et démocratique. Les difficultés que l'on rencontre sont, comme nous l'avons vu, de trois ordres :

- **Le choix d'une fonction mesurant la valeur d'un état social.** La controverse éthique inhérente au débat social dans une société libérale et démocratique, donnant un poids égal aux opinions de chacun, telle qu'elle a été relevée par Weber et Haavelmo peut se traduire d'un point de vue technique par l'absence ou la multiplicité des fonctions de valorisation des états sociaux respectant certains axiomes simples. Si Arrow (1951) a montré sous certaines hypothèses l'impossibilité de l'existence d'une fonction de choix social agrégeant les préférences individuelles, Fleurbaey et Maniquet (1996) et Fleurbaey, Suzumura, et Tadenuma (2005) montrent que l'affaiblissement d'une de ces conditions permet au contraire d'obtenir une multitude de préférences collectives, comme Bergson (1938), Samuelson (1977) et Pazner (1979) l'avaient déjà affirmé. Cet « embarras de richesse », comme ils le qualifient, traduit bien le fait que la variété des préférences éthiques des citoyens est irréductible à l'utilisation d'axiomes de cohérence du choix social. L'évaluation telle que nous la considérons doit prendre en compte cette variété des préférences éthiques. Il semble impossible *a priori* de justifier l'utilisation d'une fonction de valorisation des états sociaux plutôt qu'une autre. Face à ce problème, Frisch (1981) se fait l'avocat de la position la plus pragmatique qui soit : « *differences of opinion, of course there are. [...] And there exists a machinery for settling such differences. This machinery is simply the political system of the country. [...] What we have to do as econometricians is to apply this very system for the formalization of the preferences to go with our models. Thus the preference function as it appears in our models is an expression for the preferences of the decision making authority, whatever they are.* » Frisch propose pour cela de mener des entretiens avec les concepteurs des politiques pour progressivement cerner leurs objectifs et leurs préférences éthiques (quelles

substitutions sont-ils prêts à faire, par exemple, entre l'inflation et le chômage ?). Cette solution est adoptée dans le chapitre 3, où la politique est jugée par rapport aux objectifs mis en avant lors de sa conception. Cette approche est pourtant critiquable. Comme l'avance Little (1949) « *It is pure Hegelianism to maintain that the supreme political authority alone can determine what is the national interest. To imply that economists must assume that only the supreme political authority can interpret the phrase "the national interest" is to imply that economists have got to be the servants of the authorities, whoever those authorities may be. Are we [...] prepared to serve any master ?* » Rien n'interdit à l'évaluateur d'adopter d'autres préférences que celles du décideur. Ce choix permettra par exemple à des citoyens non représentés par les préférences du décideur de se faire une opinion sur la politique. On suit donc ici l'exhortation de Little (1949), en interprétant le fait que les « les fins doivent être données » et non pas choisies par l'évaluateur, de la manière la plus large : « *the phrase "the ends must be given" can have a different interpretation. It may suggest that the welfare economist can say nothing until someone, or some committee, actually comes along and says "These are my value judgments. Now get along with the job of making your deductions." But this is quite false. The word "given" in the sentence "the ends must be given" is, of course, a metaphor. The welfare economist can make deductions from any value premises he chooses, and say "These conclusions follow from these premises. Take them or leave them."* Or, if he wishes to make propaganda (and why should we even deny him that ?) *he can state his value conclusions, and carefully conceal the premises.* » L'évaluateur doit exprimer de manière intelligible la fonction de valorisation des états sociaux (« les fins ») qu'il a utilisée, au risque de verser dans la propagande et la démagogie. En réponse à l'exhortation wéberienne de clarté dans ce domaine, on introduit dans le chapitre 2 la notion de pertinence éthique d'une évaluation. La pertinence éthique mesure l'ensemble des fonctions de valorisation sociales pour lesquelles l'évaluation fournit un jugement sur la politique évaluée. Les utilisateurs de l'évaluation sont donc éclairés quant à la portée des résultats produits par l'évaluation. Cette mesure permet d'ordonner des évaluations, selon leur degré de pertinence éthique, c'est-à-dire la manière dont elles reflètent la diversité des fonctions de valorisation sociales. On pourra par exemple considérer qu'une évaluation présentant à la fois des résultats en terme de somme des surplus et de répartition de ces surplus entre individus (comme celle présentée dans le chapitre 4) aura une pertinence éthique supérieure à une évaluation ne présentant que des résultats agrégés. De la même manière, la présentation de l'impact d'une politique sur la



distribution des revenus (Abadie, Angrist, et Imbens 2002) aura-t-elle une pertinence éthique supérieure à une évaluation présentant l'impact moyen de cette politique.

- **Le choix d'une ou plusieurs situations de référence auxquelles la politique en place doit être comparée.** Il s'agit de l'ensemble des décisions parmi lesquelles le décideur aurait pu choisir lors de la mise en place de la politique (et pourra choisir sur la base des résultats de l'évaluation). Il est sans doute impossible de considérer de manière exhaustive l'ensemble des décisions possibles. La notion de pertinence politique est introduite pour caractériser l'ensemble des décisions auxquelles l'évaluation a comparé la politique en place. Le chapitre 2 définit cette notion et mesure la pertinence politique des évaluations fournissant les paramètres classiques d'évaluation. Pour cela, on introduit la notion de modification de Hurwicz, permettant de décrire de manière simple les interventions politiques que l'on cherche à évaluer comme des modifications des équations structurelles. Les chapitres 3 et 4 présentent deux exemples d'évaluation ayant la même pertinence politique : elles comparent la politique en place à son absence.
- **Les hypothèses sur lesquelles se base la démonstration de l'existence et la mesure du lien de causalité entre la politique et l'état social.** L'évaluation se base sur l'observation de données recueillies lorsque l'une ou plusieurs des politiques alternatives étaient en place. A partir de ces données, elle doit statuer sur les mérites respectifs de différentes politiques, dans les conditions qui auront lieu lorsque la décision sera effective. La création de ces situations contrefactuelles représentant les conséquences de choix politiques différents demande de mettre en évidence un lien de causalité entre instruments politiques et état du monde. La mise en évidence de ce lien de causalité fait face à un problème d'identification : les données observées peuvent être rationalisées par plusieurs systèmes causals ayant des implications différentes en terme des contrefactuels produits. Par exemple, une différence positive entre le taux d'emploi des individus ayant participé à un programme d'aide au retour à l'emploi et ceux n'y ayant pas participé est compatible avec l'existence d'un impact positif du programme (système causal 1) mais aussi avec l'existence d'une sélection dans le programme des individus ayant des caractéristiques favorisant leur retour à l'emploi (système causal 2). Le système 1 favorise le maintien de la politique par rapport à son arrêt, alors que le système 2 semble plaider pour un arrêt de la politique. En l'absence d'une hypothèse de restriction d'exclusion définie dans le chapitre 1, il est impossible de différencier entre ces deux explications (et donc décisions) sur la base des données observées. Pour fournir un résultat, l'évaluation peut utiliser deux moyens. Elle peut

abandonner certaines fonctions de valorisation sociale, en prenant en compte le fait que la décision fait face à un problème d'ambiguïté. Cette approche est prônée par Manski (2005) et Hansen, Sargent, Turmuhambetova, et Williams (2006), à la suite de Wald (1945), et est à la base de la théorie de la décision sous ambiguïté (Gilboa et Schmeidler 1989). Elle peut être prise en compte dans le cadre général présenté dans le chapitre 2 comme une restriction de la pertinence éthique. Une autre solution consiste en une restriction *a priori* de l'ensemble des systèmes causals considérés. Si l'évaluateur considère que le système causal 1 est vérifié, et que le système 2 ne peut exister, alors il est possible de classer les décisions et de fournir un résultat. Le prix de ce résultat est la réduction de la pertinence causale de la décision. La notion de pertinence causale d'une évaluation, introduite dans le chapitre 2, permet de mesurer l'étendue des systèmes causals compatibles avec la décision retenue. Le chapitre 3 montre sur un exemple comment la pertinence causale est réduite pour obtenir un résultat d'évaluation.

En résumé, ce travail de thèse montre que les résultats d'évaluation et le savoir scientifique sur lesquels ils sont basés ne sont pas « objectifs », c'est-à-dire valides de manière inconditionnelle. Ce travail cherche à montrer que de nombreuses hypothèses sur le comportement des agents, mais aussi les préférences des utilisateurs de l'évaluation, sont laissés implicites dans la plupart des travaux d'évaluation. L'objectif de la thèse est d'explicitier ces hypothèses, pour rendre le travail d'évaluation réellement objectif, c'est-à-dire capable de livrer lui-même les limites de son application. C'est à une application de l'exhortation de Weber que se consacre ce travail. Un ensemble d'outils permettant d'étudier l'évaluation comme un problème de décision sont développés, notamment les notions d'autonomie d'un modèle à équations simultanées (chapitre 1), de modification de Hurwicz, de caractéristique décisive et de pertinence (chapitre 2).

Cette thèse est présentée en quatre chapitres. Le chapitre 1 présente une revue critique de la littérature statistique étudiant la causalité. Le modèle causal de Rubin est présenté et son utilité pour l'évaluation des politiques publiques est discutée. On montre que cette approche novatrice, qui a permis de replacer l'étude de la causalité au centre des préoccupations de la recherche empirique dans de nombreuses disciplines n'est pas adaptée à l'évaluation des politiques publiques. En effet, cette approche ne permet pas de décrire de manière simple le problème de décision publique. Elle ne permet pas non plus de décrire les données observées comme une combinaison de phénomènes autonomes. Elle ne permet donc pas d'étudier les conséquences de modifications de ce système dues à des interventions de politique. Elle ne permet pas en outre de définir des paramètres de traite-

## Introduction

---

ment pertinent pour la décision à prendre, puisque les paramètres étudiés sont définis sur la base des méthodes qui permettent de les identifier. Enfin, les restrictions impliquées par les hypothèses du modèle causal de Rubin ne peuvent pas être traduites simplement en termes comportementaux. Ce chapitre montre qu'un autre outil, les systèmes d'équations simultanées, utilisé en économétrie, permet d'effectuer les mêmes opérations contrefactuelles que le modèle causal de Rubin.

Le chapitre 2 prend acte de cet échec du modèle causal de Rubin pourtant répandu dans l'étude de la causalité et se tourne vers un outil qui se révèle bien plus adapté : les systèmes d'équations simultanées. Le principal apport de ce chapitre, en dehors de la synthèse méthodologique qu'il tente de constituer, est l'introduction de la notion de modification de Hurwicz, nommée ainsi en référence à Leonid Hurwicz qui a le premier formalisé une politique publique comme une intervention sur un système d'équations structurelles. Cet apport avait été laissé de côté, mais il s'avère que cet outil permet de caractériser les paramètres des différentes équations structurelles qu'il est nécessaire et suffisant d'identifier pour pouvoir évaluer une politique publique. Ces paramètres sont appelés caractéristiques décisives. Ces caractéristiques permettent d'appliquer la maxime de Marschak (1953) (Heckman 2005b) : ne chercher à identifier à partir des données que les caractéristiques nécessaires et suffisantes pour prendre une décision. Les différentes composantes d'un problème de décision dans une société libérale et démocratique caractérisée par l'existence d'une controverse éthique et causale peuvent être présentés dans ce contexte. L'évaluation peut être définie comme associant à un ensemble de problèmes de décision un ensemble des meilleures décisions. La notion de pertinence peut être déclinée selon ses trois dimensions : éthique, politique et causale. La notion de pertinence est formulée pour s'appliquer à une évaluation, à une décision particulière (arrêter une politique) ou à un paramètre estimé. En effet, la majorité des travaux d'évaluation économétriques fournissent la valeur de paramètres causals (effets moyens d'un traitement), sans associer ces paramètres au problème de décision qu'ils permettent de résoudre. On détermine ces problèmes de décision de manière rigoureuse et ces paramètres d'impact sont utilisés pour illustrer le fonctionnement de la notion de pertinence. On montre notamment que les paramètres d'impact local moyen du traitement défini par Imbens et Angrist (1994) et d'impact marginal moyen du traitement défini par Heckman et Vytlacil (1999) peuvent être remplacés par des paramètres ayant la même pertinence éthique et politique que les paramètres originaux, mais ayant une pertinence causale supérieure : ils sont identifiables à partir des données sous des hypothèses moins fortes (il ne demandent pas de faire l'hypothèse de monotonie d'Imbens et Angrist (1994)).

Le chapitre 3 présente un exemple d'évaluation permettant de s'attarder sur la notion de pertinence causale. On évalue la capacité d'un estimateur répandu (l'estimateur à effets fixes) à déterminer l'impact d'aides à l'investissement délivrées à des scieries sur leur demande de travail et de bois. Les aides ont pour objectif d'améliorer la situation de l'emploi et l'exploitation des ressources locales. Le problème d'identification est soigneusement abordé. On envisage les implications pour l'estimateur des effets fixes de systèmes causals différents expliquant l'obtention de l'aide et la demande de facteurs. L'évolution de la productivité inobservée et l'information dont dispose l'entrepreneur lors de la demande d'aide sont cruciales pour identifier l'impact des aides. On développe un estimateur du profil temporel de l'impact des aides permettant de départager des systèmes concurrents. On montre notamment que l'ampleur de l'effet causal de la politique ne peut être identifié sans une hypothèse d'identification, alors que son signe peut l'être. Galiani, Gertler, et Schargrodsky (2005) proposent de vérifier la validité de l'hypothèse d'identification sur laquelle est basée l'estimateur des effets fixes (la constance dans le temps des variables inobservées déterminant à la fois la sélection dans le programme évalué et le résultat) en testant la présence d'un choc dans la variable de résultat l'année précédant la réception de l'aide. L'intuition du test est la suivante : un choc précédant la réception d'une aide indique que des facteurs inobservés non constants dans le temps sont corrélés à la réception de l'aide ; si ces facteurs sont persistants dans le temps, ils biaiseront l'estimateur des effets fixes. On montre que cette intuition est fausse dans le cas où les agents bénéficiant de la politique peuvent anticiper la réception de l'aide. Une variation de la demande de facteurs par les entreprises l'année précédant la réception de l'aide peut dénoter simplement un effet de l'aide anticipée, en l'absence de tout biais de sélection variant dans le temps. De même, l'absence de choc l'année précédant la réception de l'aide peut être la conséquence soit de l'absence de biais de sélection non constant dans le temps, soit du fait que l'effet de sélection et l'effet d'anticipation sont de sens contraire et s'annulent.

Le chapitre 4 permet d'illustrer la notion de pertinence éthique : l'impact des politiques agricoles des pays développés sur le Brésil est envisagé non pas du point de vue de la variation agrégée de surplus, mais du point de vue de la distribution de cette variation. Une méthode simple d'estimation de l'impact d'une variation de prix sur le bien-être d'un ménage est développée à partir des travaux de Deaton (1989). La méthode est étendue au cas de modèles de ménages non séparables payant une partie de leurs intrants en nature et conservant des stocks d'une année sur l'autre. Au Brésil, qui gagne de manière agrégée à la suppression des politiques, on montre que la distribution des impacts est très inégalitaire : les plus pauvres supportant le coût de la réforme.



# Une présentation critique des approches statistiques de la causalité appliquées à l'évaluation des politiques publiques

*Ironically, we are witnessing one of the most bizarre circles in the history of science : causality in search of a language and, simultaneously, the language of causality in search of its meaning.*

Pearl (2000, p.135).

## 1.1 Introduction

L'objectif de ce chapitre est d'étudier l'approche statistique de la causalité développée par Rubin (1974, 1977, 1978) et notamment ses possibilités d'application à l'évaluation des politiques publiques vue comme un problème de décision. Les travaux de Rubin ont fécondé l'ensemble de la recherche sur la causalité en sciences sociales. Il a notamment permis d'orienter les recherches empiriques sur les hypothèses permettant d'identifier une relation causale et participé au développement de plusieurs méthodes d'inférence causale basées sur ces hypothèses (Rosenbaum et Rubin 1983, Angrist, Imbens, et Rubin 1996). Ce chapitre présente le concept de résultat potentiel qui permet de définir l'effet causal d'une politique. Le problème fondamental de l'inférence causale est présenté : ce problème implique qu'il est impossible de déterminer sans hypothèses supplémentaires l'effet causal

## 1.1 Introduction

---

d'une politique séparément sur chaque unité bénéficiaire. Les paramètres causals moyens définis et recherchés dans la littérature statistique utilisant le modèle causal de Rubin sont définis et leurs conditions d'identification présentées. La pertinence du cadre conceptuel de Rubin pour l'évaluation des politiques publiques est discutée. L'équivalence du modèle de Rubin et de l'approche économétrique des systèmes d'équations simultanées est étudiée. On cherche notamment à déterminer les conditions sous lesquelles ces deux approches permettent un traitement conceptuel équivalent d'une même situation causale. Les principales conclusions de cette analyse critique du modèle causal de Rubin font ressortir que :

- Les paramètres causals ne sont pas définis en relation avec un problème d'évaluation ou de décision, mais par défaut : puisqu'il s'avère impossible de déterminer l'effet causal de la politique sur chaque unité séparément, les utilisateurs du modèle causal de Rubin cherchent à identifier une moyenne de ces effets causals sur certaines sous-populations. Les paramètres recherchés ne doivent pondérer négativement aucun effet causal individuel. On montre dans le chapitre 2 que certains paramètres ainsi définis n'ont pas de sens pour la décision publique (par exemple l'effet local moyen du traitement en dehors de l'hypothèse de monotonie) et que certains paramètres ne respectant pas ce critère sont pourtant utiles pour la décision publique (l'effet de l'intention de traiter). On montre notamment que l'hypothèse de monotonie permettant d'identifier l'effet local moyen du traitement est inutile pour la décision publique si elle se limite à identifier l'effet local moyen du traitement.
- Les interventions de politique publique que le décideur pourrait envisager (comme différentes distributions du bénéfice d'un programme sur la base de certaines caractéristiques observées) ne sont pas modélisables dans ce cadre. La notion de modification de Hurwicz introduite dans le chapitre 2 permet une modélisation simple des interventions envisagées, et de les relier aux paramètres pertinents pour la décision à prendre.
- Les hypothèses permettant l'identification des effets causals moyens définis ne sont pas exprimées comme des restrictions sur le comportement des unités observées, mais sous forme d'hypothèses complexes sur les résultats potentiels. Elles sont donc difficilement discutables et justifiables *a priori*, sur la base de notre connaissance des phénomènes. Les systèmes d'équations structurelles autonomes présentés dans le chapitre 2 permettent d'exprimer ces hypothèses sous la forme de restrictions sur le comportement des individus.
- Un modèle à équations simultanées (dit modèle de Roy) permettant l'ensemble des opérations

contrefactuelles que permet le modèle de Rubin peut être construit. Les conditions d'équivalence complète entre ces deux cadres d'analyse ne sont pas identiques à celles qui ont été énoncées par Vytlačil (2002). L'omission dans la démonstration de Vytlačil (2002) permet de démontrer l'utilité des modèles à équations simultanées pour envisager les conséquences d'interventions. Les conditions d'équivalence complètes sont établies.

Ce chapitre est structuré en cinq sections : dans la section 1.2, le modèle causal de Rubin et les conditions d'identification de l'effet causal moyen du traitement sont présentés. Dans la section 1.3, on définit l'effet local moyen du traitement et ses conditions d'identification. Dans la section 1.4, on étudie l'équivalence formelle entre les approches de la causalité utilisant les résultats potentiels et les approches utilisant les modèles à équations simultanées. La section 1.5 discute des forces et faiblesses du modèle causal de Rubin pour l'évaluation des politiques publiques et la partie 1.6 conclut.

### 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

L'analyse de la causalité a longtemps été délaissée par la statistique. La célèbre phrase « *correlation is not causation* » attribuée à Karl Pearson résume bien ce dédain pour l'idée de causalité. Il faut en effet comprendre que pour Pearson, la corrélation est une forme « supérieure » à la causalité, en ce sens que l'on peut simplement la définir, l'estimer et réaliser des tests sur sa valeur. La causalité est une notion vague, que l'on ne peut faire entrer dans aucune table de contingence, elle mérite donc d'être abandonnée au profit de la corrélation (Pearl 2000, p.340). De la même manière, l'économétrie, après plusieurs contributions majeures à l'analyse de la causalité (Simon, 1952, 1953, 1954, 1955, Simon et Rescher 1966), a délaissé ce champ, en renonçant à réfléchir aux sources d'identification des relations causales qu'elle estimait. Pendant de longues années, la seule analyse de la causalité était faite en référence à l'expérimentation, préconisée notamment par Fisher (1926). En soumettant des unités sélectionnées au hasard à un traitement, les sciences expérimentales, qu'elles soient sociales, biologiques ou médicales, ont utilisé de manière courante la notion de causalité, et fait progresser l'analyse des situations non expérimentales ou quasi expérimentales.<sup>1</sup> C'est donc par la pratique de la science appliquée que la notion de causalité a progressé et c'est par elle qu'elle a pu entrer à nouveau dans les champs conceptuels de la statistique et de l'économétrie. On peut attribuer à une série d'articles de Rubin (1974, 1977, 1978) l'émergence du concept de résultat potentiel, qui, sous l'in-

---

<sup>1</sup> Voir l'évolution et l'influence du livre de Shadish, Cook, et Campbell (2002).



## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

---

fluence de Neyman (1923), a permis de formaliser la notion d'effet causal d'un traitement.

L'objectif de Rubin était d'introduire un cadre formel permettant de justifier l'utilisation de méthodes non expérimentales d'évaluation dans des situations où une distribution aléatoire d'un traitement n'avait pas été possible et de justifier formellement l'adéquation des méthodes expérimentales à la démonstration de l'existence de relations causales. Holland (1986a) offre un aperçu très efficace de l'apport de Rubin, et c'est sa présentation qui est reprise ici.

### 1.2.1 Quelques notations et définitions

Le modèle est défini sur une population  $\mathcal{I}$  d'unités  $i$ . Ces unités<sup>2</sup> sont les objets de base de l'investigation : des placettes ou des animaux en agronomie et biologie, des individus, des ménages ou des entreprises en sciences sociales. Une loi de probabilité est définie sur cette population  $\mathcal{I}$  : la proportion d'individus  $i$  dans un sous-ensemble  $\mathcal{A}$  de  $\mathcal{I}$  est notée  $Pr(i \in \mathcal{A})$  et est comprise entre zéro et un. La question de la définition et de l'identification de relations causales n'est pas un problème d'inférence statistique classique. Il ne s'agit pas ici de construire une méthode permettant d'estimer la valeur d'un paramètre ou d'une grandeur définis sur une population à partir d'un échantillon issu de cette population. L'étude de la causalité est un préalable à l'estimation : il s'agit de définir les paramètres que l'on recherche, puis d'étudier leur identification, c'est-à-dire la possibilité de calculer la valeur de ces paramètres de manière unique à partir des variables observées sur la population (Heckman 2005b). En ce sens, l'analyse de la causalité rejoint l'étude de l'identification réalisée dans les années 50 par les pionniers de la Commission Cowles (Hurwicz 1950, Koopmans et Reiersol 1950, Wald 1950).<sup>3</sup>

Chaque individu  $i$  de la population  $\mathcal{I}$  possède certains attributs, appelés variables.<sup>4</sup> Ces attributs, observables ou inobservables, permettent de décrire l'individu. On note  $Y$  la variable de résultat, celle que la politique mise en place vise à influencer.  $Y$  est par exemple le revenu des individus ou leur position par rapport au marché du travail (chômeur ou en emploi) lorsque l'on évalue l'impact d'une

---

<sup>2</sup>Que l'on qualifiera indifféremment d'individus.

<sup>3</sup>Nous revenons largement sur ces notions et leur lien avec l'étude de la causalité et l'évaluation de politiques publiques dans le chapitre 2.

<sup>4</sup>Holland (1986a) distingue attributs et variables, non pas sur un plan logique ou mathématique, mais sur un plan conceptuel. Dans son esprit, un attribut est une caractéristique de l'individu non directement manipulable, alors qu'une variable peut être manipulée. Cette distinction n'est pas essentielle, voire parfois contre-productive. Elle conduit en effet Holland à conclure qu'il est impossible de déterminer l'effet causal d'un attribut sur une variable ou un autre attribut (« *no causation without manipulation* »). Il s'interdit par exemple d'examiner l'impact causal du genre d'une personne sur son salaire. Pour Holland, cette question n'a pas de sens, puisqu'il est impossible de mettre en place une expérience distribuant au hasard le genre des individus. C'est la partie la plus critiquée de son papier (voir ses réponses aux critiques dans Holland (1986b)).

politique d'aide au retour à l'emploi ou de formation .  $Y$  peut être la réussite scolaire des enfants, mesurée par leurs notes à un examen (brevet, baccalauréat) ou leur statut de redoublant ou non, lorsque l'on évalue une politique éducative (diminution de la taille des classes, projet pédagogique renouvelé, comme dans le processus des Zones d'Education Prioritaires (ZEP) en France). Formellement,  $Y$  est une fonction définie sur  $\mathcal{I}$  et associant à chaque individu  $i$  une valeur dans son ensemble d'arrivée. On note donc  $Y(i)$  la valeur de la variable  $Y$  pour l'individu  $i$ . En accord avec la notation adoptée dans les chapitres suivant, l'identification de l'individu se fera plutôt par un indice :  $Y(i) = Y_i$ .

Les probabilités et espérances des variables sont toutes définies sur  $\mathcal{I}$ . Si  $Y$  est une fonction continue à valeurs réelles, la probabilité que  $Y_i$  soit par exemple inférieure à  $y$  est la proportion d'individus  $i$  de  $\mathcal{I}$  ayant une valeur de  $Y_i$  inférieure à  $y$ . On note cette probabilité  $F_Y(y) = Pr(Y_i \leq y)$ . L'espérance de la variable  $Y_i$  (notée  $E[Y_i]$ ) est simplement la moyenne de  $Y$  prise sur la population  $\mathcal{I}$ . On peut montrer que si  $F_Y$  est continue et dérivable et si la fonction  $Y$  est à valeurs dans  $\mathcal{Y}$  (avec par exemple  $\mathcal{Y} = \mathbb{R}$ ), l'espérance peut s'écrire de la manière suivante :  $E[Y_i] = \int_{\mathcal{Y}} y dF_Y(y)$ .

Si  $X_i$  est un attribut de l'unité  $i$  (par exemple son âge, son niveau de formation, son genre si c'est un individu), on peut aussi définir des probabilités jointes et conditionnelles décrivant la manière dont  $X$  et  $Y$  sont distribuées dans la population  $\mathcal{I}$ . La distribution jointe de  $X$  et  $Y$  décrit la proportion d'individus  $i$  qui ont une valeur de  $Y$  inférieure à  $y$  et simultanément une valeur de  $X$  inférieure à  $x$ . On la note :  $Pr(Y_i \leq y, X_i \leq x) = F_{Y,X}(y, x)$ .

Posons par simplicité que  $X$  est une variable à valeurs discrètes.<sup>5</sup> La probabilité conditionnelle de  $Y$  sachant  $X$  est la proportion d'individus  $i$  ayant une valeur de  $Y_i$  inférieure ou égale à  $y$  donné et simultanément une valeur de  $X_i$  égale à  $x$  donné. On la définit et on la note de la manière suivante :  $Pr(Y_i \leq y | X_i = x) = Pr(Y_i \leq y, X_i = x) / Pr(X_i = x) = F_{Y|X=x}(y)$ . Enfin, l'espérance de la variable  $Y$  conditionnelle à la variable  $X$  est la valeur de la moyenne de  $Y_i$  prise sur l'ensemble des individus ayant une valeur de  $X$  égale à  $x$  donné. On note :  $E[Y_i | X_i = x] = \int_{\mathcal{Y}} y dF_{Y|X=x}(y)$ .

---

<sup>5</sup>La définition des probabilités et espérances conditionnelles est simplifiée si  $X$  est une variable discrète. On peut en effet éviter d'introduire la notion de fonction de densité, qui alourdit inutilement l'exposition. Les notations des probabilités et espérances conditionnelles introduites restent valables pour des attributs continus.

## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

### 1.2.2 La notion de résultat potentiel, l'effet causal individuel et le problème fondamental de l'inférence causale

Un attribut important de l'individu  $i$  est son statut par rapport à la politique publique ou au programme que nous évaluons (on parle aussi de « traitement »).<sup>6</sup> On note  $D$  la variable indiquant ce statut.  $D$  associe à chaque individu  $i$  une valeur  $D_i$  indiquant son statut par rapport à la politique évaluée. Par convention, on notera  $D_i = 1$  si l'unité  $i$  a bénéficié de la politique évaluée (on dit qu'elle a été « traitée ») et  $D_i = 0$  sinon. Par exemple, si le chômeur  $i$  a participé à un stage d'aide au retour à l'emploi ou si l'élève  $i$  appartient à un lycée classé en zone d'éducation prioritaire (ZEP) ou si l'entreprise  $i$  a reçu une subvention à l'investissement, on notera  $D_i = 1$ .

L'apport fondamental de Rubin, suivant en cela l'intuition de Neyman (1923), est la notion de résultat potentiel. Si la politique évaluée a un effet sur le résultat  $Y_i$ , ce résultat doit varier selon que l'unité  $i$  y a été exposée ou non. Pour prendre en compte cet effet potentiel de la politique étudiée (ou du traitement), il donc est nécessaire d'introduire deux nouvelles variables de résultat, dites résultats potentiels. La variable  $Y(i, 1) = Y_i^1$  mesure le niveau de la variable de résultat lorsque l'unité  $i$  bénéficie de la politique (ou est soumise au traitement). La variable  $Y(i, 0) = Y_i^0$  mesure le niveau de la variable de résultat lorsque l'unité  $i$  ne bénéficie pas de la politique (ou n'est pas soumise au traitement). Ces variables sont générées par une fonction qui n'est pas définie sur  $\mathcal{I}$ , mais sur l'ensemble des couples  $(i, d)$ , avec  $d \in \mathcal{D} = \{0, 1\}$ . La fonction générant les variables de résultat potentiel est donc définie sur  $\mathcal{I} \times \mathcal{D}$ . Ces résultats sont qualifiés de potentiels puisqu'il est impossible de les observer simultanément : si l'un est réalisé, l'autre reste une possibilité théorique. Il est impossible d'observer simultanément l'unité  $i$  bénéficiant et ne bénéficiant pas de la politique (ou du traitement).<sup>7</sup>

La notion de résultat potentiel permet de définir simplement l'effet causal de la politique évaluée sur l'unité  $i$ . L'effet causal de l'attribution du bénéfice de la politique évaluée à l'unité  $i$  (par rapport au fait de l'en priver) est la différence entre le résultat potentiel de l'unité  $i$  lorsqu'elle bénéficie du traitement et le résultat potentiel de l'unité  $i$  si elle ne bénéficie pas du traitement :

#### Définition 1.2.1 (Effet individuel du traitement)

$$\Delta Y_i = Y_i^1 - Y_i^0.$$

<sup>6</sup> Les termes de traitement, politique ou programme sont synonymes dans le reste de ce chapitre. De la même manière, on qualifiera les unités traitées de bénéficiaires ou participants de manière interchangeable.

<sup>7</sup> A moins que cette unité soit douée des propriétés particulières du chat de Schrodinger, pouvant être à la fois mort et vivant, ce que nous excluons ici.

L'objectif ultime de l'inférence causale telle que définie par Holland (1986a) est la détermination la valeur du paramètre  $\Delta Y_i$  pour chaque unité  $i$ . Cet objectif rencontre un écueil majeur due à la propriété du monde réel qui fait qu'un seul des deux résultats potentiels est réalisé. C'est ce que Holland (1986a) appelle le problème fondamental de l'inférence causale :

**Définition 1.2.2 (Problème fondamental de l'inférence causale)** *Il est impossible d'observer<sup>8</sup> simultanément la valeur de  $Y_i^1$  et  $Y_i^0$  pour la même unité  $i$ . Il est donc impossible d'observer  $\Delta Y_i$ , l'effet causal de la politique évaluée sur le résultat de l'unité  $i$ .*

L'impossibilité d'observer simultanément les deux résultats potentiels peut sembler une évidence dans certains cas et peut parfois être moins claire. Holland (1986a) donne un exemple simple :  $i$  est un élève de troisième, la politique évaluée consiste à faire bénéficier cet élève de nouvelles méthodes pédagogiques (par exemple une taille de classe réduite, des heures de soutien scolaire...) et  $Y_i$  mesure la résultat de cet élève au brevet. Dans ce cas, il est évidemment impossible de mesurer à la fois le résultat de l'élève  $i$  au brevet si celui-ci bénéficie des nouvelles méthodes ( $Y_i^1$ ) et le résultat de l'élève  $i$  s'il ne bénéficie pas de ces méthodes ( $Y_i^0$ ).

Il existe pourtant des situations où on a l'impression de pouvoir observer les deux résultats potentiels. Si l'on étudie par exemple l'effet de presser un interrupteur sur le fait qu'une lampe s'allume, il semble possible d'observer la même lampe dans la même pièce selon que l'interrupteur est pressé ou non. Mais pour ce faire, nous avons utilisé une hypothèse implicite de constance de l'environnement dans lequel sont réalisées les opérations avec et sans interrupteur pressé. Nous n'avons pas rigoureusement observé la même pièce avec et sans l'interrupteur pressé, mais la pièce sans l'interrupteur pressé et quelques instants plus tard la même pièce avec l'interrupteur pressé. En toute rigueur,  $i$  désigne un instant donné du déroulement du temps,  $Y_i$  mesure l'état allumé ou éteint de la lampe de mon bureau et le traitement évalué est l'action de presser l'interrupteur. En entrant dans la pièce avec l'interrupteur non pressé, nous avons observé  $Y_i^0$ . En pressant l'interrupteur quelques secondes plus tard, nous avons observé  $Y_j^1$ , avec  $j$  proche de  $i$ . Nous n'avons pas réellement observé l'effet causal de l'interrupteur sur la lumière à l'instant  $i$  et à l'instant  $j$ , mais une grandeur approchant, dont on peut supposer, si les conditions entre les instants  $i$  et  $j$  sont restées constantes, qu'elle permet d'identifier l'effet causal aux deux périodes. On voit déjà que l'on est passé de la définition de la quantité inobservable de l'effet causal de la pression sur l'interrupteur à une manière de l'identifier à partir d'observations ou d'expériences. On n'a par contre pas observé strictement l'effet causal de

---

<sup>8</sup>C'est Holland (1986a) qui souligne.

## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

---

la pression sur l'interrupteur à l'instant  $i$  ou à l'instant  $j$ . Une simple expérience de pensée permet de comprendre pourquoi la différence entre  $Y_j^1$  et  $Y_i^0$  peut ne pas identifier l'effet causal. Imaginons par exemple que la lumière dans mon bureau est allumée chaque matin depuis sa console par le concierge qui m'a vu passer devant sa loge, et que, ignorant que mon propre interrupteur n'a aucune utilité, je continue à le presser en arrivant chaque matin. Imaginons par ailleurs que le signal d'allumage envoyé par le concierge n'arrive qu'à l'instant  $j$  où je presse l'interrupteur. Je vais bien observer que la lumière s'allume après être entré dans mon bureau et avoir pressé l'interrupteur. J'aurais donc l'impression que mon action sur l'interrupteur a un effet causal. Malgré tout, si je m'étais abstenu de presser l'interrupteur en  $j$ , la lumière se serait tout de même allumée. L'effet causal à l'instant  $j$  est donc bien différent de ce à quoi je peux m'attendre par expérience. Et cet effet causal est inobservable, parce que je ne pourrais jamais simultanément appuyer et ne pas appuyer sur l'interrupteur à l'instant  $j$ .

Une seconde raison pour laquelle l'effet causal individuel n'est pas directement observable est due au fait que nous n'avons pas réellement accès à l'ensemble de la population  $\mathcal{J}$  lorsque nous devons le mesurer, mais à un échantillon issu de cette population (Heckman 1992). Imaginons que l'individu  $i$  est dans l'échantillon  $\mathcal{E}$  issu de la population  $\mathcal{J}$  que nous utilisons pour évaluer la politique en place et que nous puissions déterminer l'effet causal de la politique sur  $i$  ( $\Delta Y_i$ ). L'objectif de l'évaluation est de pouvoir appliquer cette information à l'allocation de la politique dans l'ensemble de la population  $\mathcal{J}$ . Soit  $j$  un individu situé hors de l'échantillon  $\mathcal{E}$ , ayant les mêmes attributs observés  $X_j$  que  $i$ , mais ayant des attributs inobservés  $U_j$  différents. On peut alors avoir  $\Delta Y_i \neq \Delta Y_j$ , par exemple parce que la politique a un effet différent selon le type d'attributs inobservés de l'individu (son dynamisme, ses capacités cognitives et non cognitives (Heckman, Stixrud, et Urzua 2006)). On ne pourra donc pas retrouver l'effet causal individuel  $\Delta Y_j$  à partir de l'échantillon  $\mathcal{E}$ , mais au mieux la distribution de cet effet individuel parmi ceux qui ont les mêmes caractéristiques observées que  $j$  :  $Pr(\Delta Y_j \leq \delta | X_j = x, D_j = d)$ . La décision d'allocation de la politique publique ne pourra donc pas se faire sur la base de l'identité de l'individu, mais sur ses caractéristiques observées. C'est donc une allocation moins fine et moins efficace. On montre dans le chapitre 2 que l'information utilisée par le décideur pour allouer le bénéfice de la politique est une des composantes importantes de la définition des paramètres pertinents pour évaluer la politique et que cet aspect ignoré par le modèle causal de Rubin est aisément pris en compte dans le contexte des systèmes d'équations structurelles grâce à la notion de modification de Hurwicz.

### 1.2.3 L'effet causal moyen du traitement et l'effet causal moyen du traitement sur les traités

Le problème fondamental de l'inférence causale (dont le problème fondamental de l'évaluation est une variante) semble constituer une menace considérable pour notre capacité à établir l'existence de relations causales et donc à évaluer l'effet des politiques publiques. Holland (1986a) distingue deux manières d'établir des relations causales en dépit de ce problème :

- **La méthode scientifique**, qui consiste à établir des circonstances complètement identiques pour mesurer le résultat potentiel avec et sans la politique (ou le traitement) sur deux unités différentes. Par exemple, deux mesures réalisées à des moments différents dans les conditions contrôlées d'un laboratoire permettent d'isoler complètement l'effet du traitement étudié. Sur l'exemple de la section précédente, il s'agirait d'allumer et d'étendre la lumière dans mon bureau en m'étant assuré qu'aucune condition autre que mon action n'a changé entre les deux moments de mesure (et notamment que le concierge n'a pas touché à sa console). Cette constance des conditions reste néanmoins une hypothèse non testable. Le scientifique doit convaincre ses lecteurs que son expérience a été réalisée selon les canons les plus rigoureux de sa science. C'est en cela que l'activité scientifique n'est pas complètement objective et peut s'assimiler en partie à un exercice rhétorique, au meilleur sens du terme (McCloskey 1983) : tâcher de convaincre sa communauté de l'excellence des méthodes ayant apporté une preuve. Cette définition de la méthode scientifique peut par extension s'appliquer aux méthodes quasi-expérimentales ou d'expériences naturelles (Meyer 1995, Angrist et Krueger 2001, Rosenzweig et Wolpin 2000), dans lesquelles il s'agit de convaincre les lecteurs que la source d'identification garantissant la comparabilité des unités est valable. Heckman (2005b) étend cette dénomination à l'ensemble des travaux qui décrivent en terme de restrictions comportementales les conditions sous lesquelles leurs résultats causals peuvent être issus des données observées.
- **La méthode statistique**, qui utilise l'existence d'une population d'unités et les propriétés de l'espérance pour identifier l'effet causal moyen de la politique publique en utilisant la distribution aléatoire du traitement ou de la politique dans la population.

La méthode statistique choisit tout d'abord de ne pas se concentrer sur la détermination de l'effet causal individuel, mais sur le calcul de l'effet causal moyen de la politique (ou du traitement) dans la population :

## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

---

### Définition 1.2.3 (Effet moyen du traitement (ATE))

$$\Delta^{ATE} Y = E[\Delta Y_i].$$

Holland (1986a) justifie ce changement d'objectif de la manière la suivante : « *the statistical solution replaces the impossible-to-observe causal effect of [the treatment] on a specific unit with the possible-to-estimate average causal effect of [the treatment] over a population of units.* » C'est donc un choix purement « utilitaire » : puisqu'il est possible d'observer l'effet moyen, nous choisissons de l'étudier. Rien ici ne garantit que ce paramètre a un intérêt pour la décision publique ou pour l'évaluation d'une politique. Angrist (2008) justifie de la même manière le choix de l'effet moyen du traitement : « *Except in the realm of science fiction, where parallel universes are sometimes imagined to be observable, it is impossible to measure causal effects at the individual level. Researchers therefore focus on average causal effects.* » Enfin, Rubin lui-même ne semble pas à même de justifier le choix de cet effet moyen particulier :<sup>9</sup> « *Depending on the specific context, other measures of typical causal effects might be more appropriate, such as  $E\left[\frac{Y_i^1}{Y_i^0}\right]$ ,  $Pr(Y_i^1 - Y_i^0 \leq 0,5)$  or even perhaps  $Pr(Y_i^1 \leq 0,5) - Pr(Y_i^0 \leq 0,5)$ . Classical statistical inference has, however, focused on the average treatment effect,  $\Delta^{ATE} Y$*  » (Rosenbaum et Rubin 1984). Le choix de l'effet causal moyen ne se base donc pas sur une analyse des conditions de son utilisation. Nous montrons dans le chapitre 2 que ce paramètre ne prend son sens qu'en relation avec les décisions qu'il permet de prendre (c'est-à-dire les situations qu'il permet de comparer).

Heckman (1992), dans sa critique des expérimentations sociales, remet en cause l'idée que le paramètre d'effet causal moyen du traitement est pertinent pour évaluer la politique publique en place (c'est-à-dire allouée selon  $D_i$ ). Pour lui, ce paramètre répond à la question : quel est l'effet de faire bénéficier de la politique évaluée une personne prise au hasard dans la population  $\mathcal{J}$  ? On montre dans le chapitre 2 que ce paramètre permet bien de prendre une décision politique : il permet de choisir d'arrêter le programme ou de l'étendre à l'ensemble de la population. Heckman (1992), suite à Heckman et Robb (1985a), propose de s'intéresser à l'effet moyen du traitement sur ceux qui en sont bénéficiaires. Ce paramètre permet à son avis d'évaluer l'allocation du bénéfice de la politique telle qu'elle est faite actuellement (c'est-à-dire lorsque les données ont été observées) par rapport à son absence, ce qui est réellement une évaluation de la politique. Dans le chapitre 2, on montre que cette

---

<sup>9</sup>La notation est légèrement modifiée pour correspondre à celle utilisée dans ce chapitre.

assertion est vérifiée<sup>10</sup> et on définit des paramètres conditionnels permettant au décideur de choisir parmi un ensemble d'options plus large que simplement poursuivre ou arrêter la politique en place. Heckman (1992) offre la définition suivante de l'effet du traitement sur les traités :

**Définition 1.2.4 (Effet causal moyen du traitement sur les traités (TT))**

$$\Delta^{TT} Y = E[\Delta Y_i | D_i = 1].$$

**1.2.4 Conditions d'identification de l'effet causal moyen du traitement**

La présentation classique de l'identification de l'effet moyen du traitement est faite dans les papiers de Rubin (1974, 1977, 1978), Rosenbaum et Rubin (1983) et de Holland (1986, 1988). Néanmoins, Rubin (1978, 1980, 1990) offre une correction importante à son modèle : il introduit l'hypothèse d'absence d'effets de diffusion du traitement (ou SUTVA : « *stable unit treatment value assumption* »). Ce préalable permet de montrer en quoi le modèle à résultat potentiel ne permet pas une écriture simple et économe des phénomènes causals à l'oeuvre.

**1.2.4.1 L'hypothèse d'absence d'effets de diffusion (SUTVA)**

Pour que le modèle causal de Rubin définisse de manière correcte le résultat effectivement observé  $Y_i$  à partir des résultats potentiels  $Y_i^1$  et  $Y_i^0$ , il faut que l'on puisse affirmer que  $Y_i$  est égal à  $Y_i^1$  si l'unité  $i$  reçoit la politique ( $D_i = 1$ ) et que  $Y_i$  est égal à  $Y_i^0$  si l'unité  $i$  ne reçoit pas la politique ( $D_i = 0$ ), quelle que soit l'allocation de la politique dans la population  $\mathcal{J}$ . Le modèle causal de Rubin implique par exemple que le résultat observé de l'unité  $i$  est le même ( $Y_i = Y_i^1$ ) si seul  $i$  reçoit le bénéfice de la politique ( $D_i = 1$  et  $D_j = 0, \forall j \neq i$ ) et si l'ensemble de la population reçoit le bénéfice de la politique ( $D_j = 1, \forall j \in \mathcal{J}$ ). C'est la définition de l'absence d'effets de diffusion du traitement. En agronomie, un effet de diffusion a lieu si par exemple un traitement sur une parcelle affecte le rendement sur une parcelle proche (diffusion des produits phytosanitaires, de l'engrais, ombre portée par une culture à une autre...). En épidémiologie, un effet de diffusion a lieu si la prise d'un traitement par un patient diminue les risques de contagion et améliore donc la santé de ses voisins.<sup>11</sup> En sciences sociales, un

---

<sup>10</sup>La démonstration est déjà faite dans d'autres travaux de Heckman (Heckman 1997, Heckman et Smith 1998, Heckman, LaLonde, et Smith 1999), mais l'absence d'un outil de modélisation des modifications ne permet pas d'obtenir un résultat général.

<sup>11</sup>Miguel et Kremer (2004) démontrent l'existence de forts effets de diffusion, ou externalités positives, d'un traitement vermifuge.



## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

---

effet de diffusion peut prendre la forme d'un effet d'imitation<sup>12</sup> ou d'éviction (si par exemple des individus retrouvent un emploi grâce à un stage de formation aux dépens des individus non participants qui l'auraient occupé en l'absence du programme). En économie, un effet de diffusion simple à anticiper est l'impact d'une politique sur la rémunération des facteurs, qui va affecter l'ensemble des individus, participants et non participants. Heckman, Lochner, et Taber (1998) montrent que la prise en compte de ces effets qu'ils qualifient d'équilibre général dans l'évaluation d'une politique de bourses permettant prenant en charge certains frais de la scolarité diminue l'effet attendu de ce dispositif. L'effet direct des bourses, qui permettent à des élèves d'atteindre des niveaux d'étude qu'ils n'auraient pas atteints sans elles, est positif, en l'absence d'effets d'équilibre général : la rémunération des bénéficiaires des bourses progresse grâce à la hausse de leur niveau d'éducation. Mais parallèlement, l'afflux de nouveaux diplômés à structure inchangée de la demande des compétences diminue le salaire des plus diplômés. L'effet total des bourses, prenant en compte cet effet d'équilibre général, est bien inférieur à l'effet sans ajustement de marché. Enfin, une dernière forme d'effet de diffusion peut provenir d'interactions stratégiques (Ericson et Pakes 1995). Si des firmes sont en interaction stratégique (sur un marché oligopolistique par exemple), une intervention publique peut modifier les paramètres de cette interaction et agir sur les entreprises n'ayant pas bénéficié de la politique évaluée. Une subvention à l'investissement reçue par une entreprise peut lui permettre de modifier son niveau de capacités, et ainsi imposer un niveau de capacités plus faible à ses concurrentes, ou empêcher l'entrée de nouvelles entreprises sur le marché.

Pour expliciter l'hypothèse SUTVA, Rubin (1978) est obligé d'augmenter considérablement le nombre de résultats potentiels considérés. Cette multiplication du nombre de résultats potentiels rend cette notion difficilement utilisable et compréhensible en dehors de l'utilisation simple qui en a été faite précédemment. Rubin propose de faire dépendre le résultat potentiel de l'individu  $i$  non pas seulement de l'état de traitement de cet individu, mais aussi de l'ensemble des traitements reçus par les autres individus. Soit  $\mathbf{D}$  le vecteur contenant l'ensemble des états de traitement des individus de la population  $\mathcal{I}$ . La variable de résultat potentiel n'est plus  $Y(i, d)$ , mais  $Y(i, \mathbf{D})$ . Le nombre de résultats potentiel devient extrêmement élevé. L'hypothèse d'absence d'effets de diffusion (SUTVA) s'écrit alors comme suit :

---

<sup>12</sup>Conley et Udry (2001) proposent un modèle de diffusion d'une technologie agricole et montrent comment l'observation des voisins permet d'accumuler de l'information sur la rentabilité de la culture. Goux et Maurin (2007) démontrent l'existence d'effets de pair dans l'éducation : le niveau scolaire de ses voisins influence la réussite scolaire d'un enfant. Brock et Durlauf (2001) proposent un traitement général de ce type d'interactions.

**Hypothèse 1.2.1 (Absence d'effets de diffusion (SUTVA) Rubin (1978, 1980, 1990))** Si  $\mathbf{D}$  et  $\mathbf{D}'$  sont deux allocations distinctes de la politique évaluée dans la population  $\mathcal{S}$ , on dit qu'il n'y a pas d'effets de diffusion (ou que l'hypothèse SUTVA est satisfaite) si :

$$D_i = D'_i \Rightarrow Y(i, \mathbf{D}) = Y(i, \mathbf{D}').$$

Si SUTVA est vérifiée, on peut écrire le résultat potentiel de la manière suivante :  $Y(i, \mathbf{D}) = Y(i, d) = Y_i^d$ . Le modèle simple est valide, mais au prix d'une hypothèse importante.

#### 1.2.4.2 Le biais de sélection et le problème de l'évaluation non expérimentale

Sans hypothèse supplémentaire en sus de SUTVA, il est toujours impossible de déterminer l'effet causal moyen du traitement. En effet, la seule information dont nous disposons est donnée par les variables observées, donc  $Y_i$  et  $D_i$ .  $Y_i$ , le résultat observé, mesure le résultat potentiel en présence de la politique  $Y_i^1$  si l'unité  $i$  a effectivement bénéficié de la politique (si  $D_i = 1$ ) et le résultat potentiel en l'absence de la politique ( $Y_i^0$ ) si l'unité  $i$  n'a pas bénéficié de la politique (si  $D_i = 0$ ). Pour retrouver l'effet moyen du traitement, nous serions tentés de comparer le résultat moyen des participants et le résultat moyen des non participants. Nous nommons cette comparaison une différence « avec/sans » :<sup>13</sup>

$$\Delta^{AS} Y = E[Y_i | D_i = 1] - E[Y_i | D_i = 0]. \quad (1.2.1)$$

Cette comparaison ne permet en général pas d'identifier l'effet causal moyen du traitement. En effet, le problème fondamental de l'inférence causale se transfère au niveau moyen : certaines composantes de l'effet causal moyen du traitement ne sont pas identifiables à partir des données observées. Formellement, la comparaison avec/sans est une estimation biaisée de l'effet causal moyen du traitement :

$$\underbrace{E[Y_i^1 - Y_i^0]}_{\Delta^{ATE} Y} = E[Y_i^1 - Y_i^0 | D_i = 1] Pr(D_i = 1) + E[Y_i^1 - Y_i^0 | D_i = 0] Pr(D_i = 0) \quad (1.2.2)$$

$$= \underbrace{E[Y_i^1 | D_i = 1] - E[Y_i^0 | D_i = 0]}_{\Delta^{AS} Y} \quad (1.2.3)$$

$$+ \underbrace{(E[Y_i^0 | D_i = 0] - E[Y_i^0 | D_i = 1]) Pr(D_i = 1) + (E[Y_i^1 | D_i = 0] - E[Y_i^1 | D_i = 1]) Pr(D_i = 0)}_{-B^{AS}}.$$

<sup>13</sup>Holland (1986, 1988) appelle cette comparaison l'effet causal « *prima facie* » ou apparent. Cette formulation est malheureuse et source de confusion puisque il n'y a rien de causal dans une telle mesure.

## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

---

Formellement le biais est mesuré par  $B^{AS}$ . En utilisant  $\Delta^{AS}Y$  pour identifier  $\Delta^{ATE}Y$ , nous faisons comme si le résultat moyen des unités soumises au traitement ( $E[Y_i^1 | D_i = 1]$ ) était identique à celui des unités non soumises au traitement si elles en avaient bénéficié ( $E[Y_i^1 | D_i = 0]$ ). Cette dernière quantité est inobservable,<sup>14</sup> et rien ne garantit a priori son égalité à la première. De la même manière, on fait l'hypothèse que le résultat moyen des non bénéficiaires ( $E[Y_i^0 | D_i = 0]$ ) est égal au résultat moyen des bénéficiaires s'ils avaient été privés du bénéfice de la politique ( $E[Y_i^0 | D_i = 1]$ ).

Le mécanisme induisant ces différences n'est pas évident à comprendre à l'aide du modèle de Rubin. Celui-ci ne détaille en effet pas le processus d'attribution de la politique (la fonction  $D_i$ ), et ne permet pas de comprendre en quoi ces quantités moyennes sont différentes. Une intuition qui sera mieux développée lorsque le modèle de Roy sera présenté au chapitre 2 est la suivante : rien ne garantit que les unités soumises au traitement sont comparables en moyenne. Certains attributs (que le modèle ne décrit pas) des unités traitées sont peut-être tels que celles-ci n'auraient pas eu le même résultat que les unités non traitées si elles n'avaient pas été traitées. Par exemple, si un médicament n'est donné qu'à des patients gravement atteints, et que l'on cherche à mesurer l'effet causal moyen du médicament sur la mortalité des individus, comparer les patients traités aux patients non traités ne donne pas une bonne indication de l'ampleur de cet effet causal. En effet, en l'absence de traitement, les individus traités auraient de toutes manières eu un taux de mortalité supérieur aux individus non traités. Observer que les individus traités ont un taux de mortalité supérieur à celui des individus non traités n'indique pas que le traitement tue les patients, mais simplement qu'il est attribué aux patients les plus gravement atteints.

Un autre exemple issu des sciences sociales est celui de l'effet causal de la taille des classes sur les résultats des élèves. La politique évaluée consiste à réduire la taille des classes, dans l'objectif d'améliorer les résultats des élèves aux examens. Si on compare le résultat moyen des élèves situés dans les classes de grande taille au résultat moyen des élèves situés dans les classes de petite taille ( $\Delta^{AS}Y$ ), on obtient le résultat inattendu et apparemment paradoxal suivant : les élèves appartenant à des classes de grande taille ont de meilleurs résultats que les élèves situés dans les classes de petite taille (Angrist et Lavy 1999, Piketty 2004). Ce résultat est inattendu dans le sens où la politique visait à améliorer le résultat des élèves en les plaçant dans des classes de taille réduite. Une telle politique semblerait un échec complet si la comparaison avec/sans identifiait l'effet causal du traitement. Pourquoi observe-t-on une corrélation si contraire à nos attentes ? Tout simplement parce que les proviseurs, lorsqu'ils

---

<sup>14</sup>Holland (1988) appelle cette quantité une « régression contrefactuelle ».

constituent leurs classes, ont tendance à placer les élèves en difficulté dans des classes de taille réduite. Même si ce placement améliore leurs résultats, il n'est pas suffisant pour permettre aux élèves en difficulté de dépasser leurs camarades aux parcours plus « classiques » qui ont été placés dans de plus grandes classes. La corrélation positive entre taille de la classe et résultat des élèves n'a aucun sens causal. Ce n'est qu'un artefact dû au processus allouant des élèves de niveaux différents dans des classes de tailles différentes. Cet exemple est une illustration du paradoxe de Simpson.

Le paradoxe de Simpson est abondamment discuté par Pearl (2000, ch.6). On n'en donne ici que les principales intuitions. Le paradoxe de Simpson a été pour la première fois décrit par Pearson en 1899. Il consiste en l'observation suivante : la présence d'un traitement  $D_i$  est positivement corrélée au résultat  $Y_i$  dans la population  $\mathcal{J}$ , mais est négativement corrélée au résultat dans chacune des sous-populations de  $\mathcal{J}$ . Par exemple, le taux de survie d'individus est supérieur parmi ceux qui ont reçu un traitement médical ( $D_i = 1$ ) par rapport à ceux qui ne l'ont pas reçu ( $D_i = 0$ ). Simultanément, parmi les individus de sexe masculin, le taux de survie des individus soumis au traitement est inférieur à celui des individus qui n'y ont pas été soumis. Le même phénomène est observé chez les individus de sexe féminin. A première vue, ce paradoxe est incompréhensible : comment un traitement qui améliore le sort de tous les malades peut-il empirer le sort de chacun de ces malades pris séparément, ou dans deux sous-populations de malades constituant une partition complète de la population totale ? Ce paradoxe n'est pourtant qu'apparent : il provient de la confusion entre corrélation et causalité.

La résolution du paradoxe est la suivante : les hommes, soumis ou non au traitement, ont un taux de survie supérieur à celui des femmes. La proportion d'hommes traités est supérieure à la proportion de femmes traités. Le traitement étant attribué de manière plus fréquente à des hommes, il est aussi attribué de manière plus fréquente à des individus ayant un taux de survie plus élevé. Une proportion suffisamment importante d'hommes traités peut donc inverser au niveau de la population la relation qui existe entre le traitement et le taux de survie dans chacune des sous-populations : si le taux de survie moyen parmi les traités est supérieur à celui que l'on rencontre parmi les non traités, c'est simplement que l'on rencontre plus d'hommes parmi les traités et donc plus d'individus dont le taux de survie est élevé, indépendamment de la prise du traitement.

Les phénomènes que nous avons décrits ont en commun la propriété suivante : le processus ayant conduit les unités à bénéficier de la politique évaluée (ou à être traitées) se confond avec l'effet causal du traitement si l'on compare traités et non traités. En épidémiologie, les facteurs qui sont à l'origine

## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

---

de cette confusion, comme le sexe des individus dans l'exemple précédent, sont appelés **facteurs de confusion** (« *confounding factors* »). Le processus par lequel la politique a été distribuée étant un processus de sélection des bénéficiaires dans l'ensemble de la population, le biais  $B^{AS}$  est appelé **biais de sélection** (Heckman 1979, Heckman et Robb 1985a, Heckman 1990).

### 1.2.4.3 Identification de l'effet causal moyen du traitement à partir de données expérimentales

Les raisons invoquées par Rubin et les statisticiens pour abandonner l'effet causal individuel en faveur de l'effet causal moyen sont donc insuffisantes (nous avons vu dans la section 1.2.3 que le paramètre d'effet causal moyen était choisi parce que le paramètre individuel n'était pas identifié par l'observation), puisque l'effet causal moyen n'est pas non plus identifié par l'observation. Une hypothèse supplémentaire est donc nécessaire pour garantir l'identification. C'est l'hypothèse d'indépendance entre le traitement et les résultats potentiels. Cette hypothèse n'est garantie que dans la situation où les bénéficiaires de la politique ont été sélectionnés aléatoirement. La formulation du modèle de Rubin est donc fortement influencée par les sciences expérimentales. Les travaux de Fisher (1926) et Neyman (1923, 1935) ont jeté les bases de l'utilisation de l'expérimentation pour démontrer l'existence d'effets causal. Le modèle causal de Rubin rationalise cette pratique. Si le bénéfice de la politique est distribué aléatoirement dans la population  $\mathcal{I}$ , les résultats potentiels de chaque individu sont indépendants de son statut de bénéficiaire ou non bénéficiaire. Dans ce cas, le résultat moyen des bénéficiaires est égal au résultat potentiel moyen en présence de la politique et le résultat moyen des non bénéficiaires est égal au résultat potentiel moyen en l'absence de la politique. Formellement, on définit les conditions expérimentales de la manière suivante :

**Hypothèse 1.2.2 (Conditions expérimentales)** *Lorsque des conditions expérimentales sont réalisées, les résultats potentiels sont indépendants du statut de bénéficiaire du traitement. On note :  $(Y_i^1, Y_i^0) \perp\!\!\!\perp D_i$ .*

Dans le cas où les conditions expérimentales 1.2.2 sont réalisées, on a les égalités suivantes :

$$E[Y_i^1 | D_i = d] = E[Y_i^1] \quad (1.2.4)$$

$$E[Y_i^0 | D_i = d] = E[Y_i^0] \quad (1.2.5)$$

Sous l'hypothèse d'indépendance entre  $D_i$  et les résultats potentiels, le biais de l'estimateur avec/sans est nul. Formellement, on a donc démontré le théorème suivant :

**Théorème 1.2.1 (Identification de l'ATE dans des conditions expérimentales (Rubin (1974, 1978))**

*Sous l'hypothèse SUTVA 1.2.1 et si le bénéfice de la politique est indépendant des résultats potentiels (i.e. si les conditions expérimentales de l'hypothèse 1.2.2 sont réalisées), l'effet causal moyen du traitement est identifié par la différence de résultat moyen entre traités et non traités :*

$$\Delta^{ATE} Y = \Delta^{AS} Y.$$

PREUVE : il suffit d'appliquer les équations (1.2.4) et (1.2.5) au biais  $B^{AS}$  défini dans l'équation (1.2.3) pour obtenir le résultat. ■

Toute la difficulté de l'expérimentation semble résider dans le fait de prouver que les conditions expérimentales de la définition 1.2.2 et l'hypothèse SUTVA sont bien réalisées en pratique. Pour réaliser l'indépendance, l'expérimentateur devra utiliser une procédure d'allocation aléatoire du bénéfice de la politique, comme par exemple l'utilisation d'un dé, d'une pièce de monnaie ou d'un générateur de nombres quasi-aléatoires. Malheureusement, ces procédures ne garantissent l'obtention d'une distribution aléatoire que grâce à la loi des grands nombres : dans un échantillon de taille finie, il est toujours possible que l'utilisation d'une procédure aléatoire n'ait pas réalisé une distribution aléatoire du bénéfice de la politique. Pour garantir SUTVA, l'expérimentateur devra d'une part s'assurer que les effets d'équilibre général sont faibles (en s'intéressant par exemple à un échantillon suffisamment petit pour qu'il ne bouleverse pas les conditions de marché) et garantir l'absence d'interactions entre traités et non traités. Il pourra aussi distribuer au hasard les proportions de bénéficiaires de la politique dans des unités plus larges délimitant les sphères d'interaction possibles (bassins d'emploi, écoles) pour étudier directement l'effet de diffusion.

En réalité, les difficultés de l'expérimentation, notamment en présence d'unités pouvant anticiper les conditions expérimentales et modifier leur comportement en conséquence, sont beaucoup plus importantes. Les principales critiques émanent des travaux de Heckman (Heckman 1992, Heckman et Smith 1995, Heckman, LaLonde, et Smith 1999). Elles sont centrées sur l'effet de l'expérimentation sur la nature du programme offert, sur la composition des participants et sur le comportement des non participants. Ces critiques peuvent être interprétées comme une limitation du modèle de Rubin, et notamment de l'absence d'explicitation de la manière dont  $D_i$  est attribué. La description

## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

---

du mécanisme d'attribution du traitement et de constitution des résultats potentiel permet de comprendre et de décrire les hypothèses comportementales sous lesquelles les estimateurs expérimentaux sont valables. L'une des leçons des critiques de Heckman est que l'identification de l'effet causal moyen par les méthodes expérimentales repose sur des hypothèses d'identification dont certaines ne sont pas testables et dont la crédibilité doit être discutée a priori sur le plan de la possibilité des phénomènes économiques qui les justifient.

### 1.2.4.4 Identification de l'effet causal moyen du traitement à partir de données non expérimentales : l'hypothèse d'ignorabilité, de sélection sur les observables ou d'exogénéité

L'une des principales avancées permises par le modèle de Rubin est l'intégration dans un même cadre des méthodes expérimentales et non expérimentales pour établir un lien de causalité entre deux variables et notamment évaluer l'effet d'un traitement ou d'une politique publique sur une variable de résultat. Si le bénéfice de la politique  $D_i$  n'a pas pu être distribué de manière aléatoire dans la population, nous faisons face à un problème de sélection, comme décrit dans la section 1.2.4.2. Les travaux de Rubin (Rubin 1974, Rubin 1977, Rubin 1978, Rosenbaum et Rubin 1983) ont permis d'établir certaines conditions sous lesquelles l'effet causal moyen du traitement peut-être estimé sans biais : la condition d'ignorabilité, aussi appelée sélection sur les observables par Heckman et Robb (1985a).<sup>15</sup>

L'hypothèse de sélection sur les observables consiste à postuler que parmi les individus de la population ayant les mêmes caractéristiques observées  $X_i = x$  le bénéfice de la politique a été distribué aléatoirement. Dans l'exemple du paradoxe de Simon évoqué dans la section 1.2.4.2, on pourrait par exemple considérer que seul leur genre a conduit des individus ayant un taux de survie plus élevé (les hommes) à bénéficier de la politique dans des proportions différentes. L'hypothèse d'ignorabilité ou de sélection sur les observables peut se formuler ainsi :

**Hypothèse 1.2.3 (Ignorabilité, sélection sur les observables (Rosenbaum et Rubin 1983))** *On dit que le bénéfice de la politique est ignorable, qu'il y a sélection sur les observables ou exogénéité si les résultats potentiels sont indépendants de la réception du traitement pour des individus ayant les mêmes caractéristiques observées  $X_i$ . On note :  $(Y_i^1, Y_i^0) \perp\!\!\!\perp D_i | X_i$ .*

---

<sup>15</sup>Imbens (2004), dans sa revue très complète des méthodes basées sur cette hypothèse, la qualifie d'hypothèse d'exogénéité. Cette qualification n'est pas retenue ici, étant source de confusion : le traitement n'est pas à proprement parler exogène (i.e. généré en dehors du modèle). C'est au contraire la spécification de la manière dont le traitement est généré qui permet le choix des variables  $X_i$  (Heckman, Ichimura, et Todd 1998).

Dans le cas où l'hypothèse d'ignorabilité 1.2.3 est réalisée, on a les égalités suivantes :

$$E[Y_i^1 | D_i = d, X_i = x] = E[Y_i^1 | X_i = x] \quad (1.2.6)$$

$$E[Y_i^0 | D_i = d, X_i = x] = E[Y_i^0 | X_i = x] \quad (1.2.7)$$

On fait donc l'hypothèse que l'ensemble des facteurs de confusion ont été observés et que le statut de bénéficiaire ou non bénéficiaire de la politique de deux individus ayant les mêmes caractéristiques observées  $X_i = x$  est dû à des facteurs inobservés non corrélés aux résultats potentiels. Ces influences inobservées « miment » une distribution aléatoire du traitement. Cette composante aléatoire inobservée est indispensable. En effet, si l'on observe l'ensemble des variables  $X_i$  qui déterminent exactement le bénéfice du traitement (si par exemple il existe des valeurs  $x$  telles que  $Pr(D_i | X_i = x) = 1$  ou  $Pr(D_i | X_i = x) = 0$ ), il devient impossible d'identifier l'effet causal moyen du traitement à l'aide de l'hypothèse d'ignorabilité, puisque pour certaines valeurs de  $X_i$ , soit le résultat potentiel moyen des bénéficiaires, soit celui des non bénéficiaires, est inobservable. Cette hypothèse est appelée *ignorabilité forte* :

**Hypothèse 1.2.4 (Ignorabilité forte (Rosenbaum et Rubin 1983))** *On dit qu'il y a ignorabilité forte du bénéfice de la politique si elle est ignorable et si la probabilité de réception du traitement sur la base des caractéristiques observées n'est jamais certaine (avec  $\mathcal{X}$  le support de  $X$ ) :*

$$0 < Pr(D_i = 1 | X_i = x) < 1, \forall x \in \mathcal{X}.$$

Sous les hypothèses SUTVA et d'ignorabilité forte, on peut montrer que l'effet causal moyen peut être calculé à partir des valeurs de variables observées dans la population  $\mathcal{S}$  ( $Y_i$ ,  $D_i$  et  $X_i$ ). On dit alors que l'effet causal moyen du traitement est **identifié** (Hurwicz 1950, Koopmans et Reiersol 1950, Matzkin A paraître).<sup>16</sup> Les hypothèses SUTVA et d'ignorabilité forte sont appelées hypothèses d'identification, c'est-à-dire les hypothèses à appliquer sur le modèle générant les données pour identifier le paramètre recherché.

---

<sup>16</sup>Une définition plus formelle de l'identification est donnée au chapitre 2.



## 1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement

Formellement, le résultat d'identification est donné par le théorème suivant :

**Théorème 1.2.2 (Identification de l'effet causal moyen sous l'hypothèse d'ignorabilité)** *Sous les hypothèses 1.2.1 d'absence d'effets de diffusion (SUTVA) et 1.2.4 d'ignorabilité forte, l'effet causal moyen du traitement est identifié par la quantité suivante :*

$$\Delta^{ATE} Y = E[E[Y_i|D_i = 1, X_i] - E[Y_i|D_i = 0, X_i]].$$

PREUVE : D'après l'hypothèse d'ignorabilité forte, on peut observer  $E[Y_i|D_i = 1, X_i = x] = E[Y_i^1|D_i = 1, X_i = x]$  et  $E[Y_i|D_i = 0, X_i = x] = E[Y_i^0|D_i = 0, X_i = x]$  pour tous les  $x$  de  $\mathcal{X}$ . D'après l'hypothèse d'ignorabilité, on sait que  $E[Y_i^d|D_i = d, X_i = x] = E[Y_i^d|D_i = 1 - d, X_i = x]$ , pour  $d \in \{0, 1\}$  et tout  $x$  de  $\mathcal{X}$ . Si on applique cette dernière égalité à l'équation (1.2.3) écrite conditionnellement à  $X_i = x$ , on a :  $E[Y_i|D_i = 1, X_i = x] - E[Y_i|D_i = 0, X_i = x] = E[\Delta_i|X_i = x]$ , pour tout  $x$  de  $\mathcal{X}$ . En utilisant la loi de l'espérance itérée, on obtient le résultat. ■

L'hypothèse d'ignorabilité forte est donc un moyen d'identifier l'effet causal moyen du traitement. Dans l'exemple du paradoxe de Simpson, l'hypothèse d'ignorabilité forte pourrait s'exprimer en considérant que la réception du traitement est indépendante des résultats potentiels parmi les individus d'un genre donné. Sachant qu'un individu est un homme, il reçoit le traitement de manière indépendante de sa réaction au traitement. Sous cette hypothèse, l'effet causal moyen du traitement serait calculé en estimant la différence de taux de survie entre traités et non traités séparément pour chaque genre. Dans notre exemple, le taux de survie est plus faible chez les individus traités de chaque genre. Si l'on fait ensuite la moyenne de ces différences sur la distribution des genres, on obtient un effet causal moyen du traitement sur le taux de survie négatif, ce qui résout le paradoxe de Simpson.

Une fois l'identification démontrée, reste à mettre en oeuvre une stratégie d'estimation du paramètre à partir d'un échantillon issu de  $\mathcal{J}$ . Imbens (2004) propose une revue complète des méthodes non paramétriques disponibles pour estimer ce paramètre sous l'hypothèse d'ignorabilité forte.<sup>17</sup> L'intuition de ces méthodes d'estimation est la suivante : dans chaque groupe d'unités ayant  $X_i = x$ , bénéficiaires et non bénéficiaires (traités et non traités) contribuent dans les mêmes proportions au calcul de l'effet moyen. Ces méthodes pondèrent donc les observations de manière différente de l'estimateur avec/sans, qui est une simple moyenne. Dans chaque groupe d'unités ayant  $X_i = x$ , l'estimateur avec/sans pondère de manière plus importante les bénéficiaires si  $Pr(D_i = 1|X_i = x) > Pr(D_i = 1)$ , et privilégie les non bénéficiaires dans le cas contraire. Les pondérations de la variable de résultat

<sup>17</sup>Magnac (2000) et Brodaty, Crépon, et Fougère (2007) proposent des revues de ces méthodes en français.

dans l'estimateur avec/sans étant associées au niveau de la variable de résultat, il est normal que l'on obtienne un résultat biaisé.

Avant de mettre en oeuvre l'estimateur, il faut pouvoir justifier le choix de l'hypothèse d'identification et notamment l'hypothèse d'ignorabilité. Cette hypothèse n'est en effet pas testable sans hypothèses supplémentaires.<sup>18</sup> Quelles connaissances a priori nous permettent d'affirmer que les variables  $X_i$  observées sont les seuls facteurs de confusion à l'oeuvre lorsque l'on examine le lien entre le bénéfice du traitement et résultat ? Dans l'exemple du paradoxe de Simpson, est-on sûr que parmi les hommes et les femmes ce ne sont pas les individus ayant les comportements les moins prudents ou l'hygiène de vie la moins saine qui prennent le traitement, par goût du risque par exemple ? Dans ce cas, en effet, un homme traité étant moins prudent ou menant une vie moins saine, il aurait de toutes manières un résultat potentiel en l'absence de traitement inférieur au résultat potentiel d'un homme non traité. L'hypothèse d'ignorabilité est alors en échec et le paradoxe de Simpson pourrait alors s'expliquer ainsi : le taux de survie des individus traités est supérieur à celui des individus non traités parce que ce sont surtout des hommes qui reçoivent le traitement, et qu'ils ont de plus grandes chances de survie de manière inhérente. Parmi chaque genre, les traités ont un taux de survie plus faible parce que ce sont les individus qui ont le goût du risque le plus élevé qui prennent le traitement.

La justification de l'hypothèse d'ignorabilité ne peut se baser sur le fait que l'on parvient à prédire parfaitement la participation des individus sur la base de ces caractéristiques, puisque ce fait entre en conflit avec l'hypothèse d'ignorabilité forte, qui demande un certain niveau d'aléa dans la distribution du traitement. Une solution pourrait être « prenons tout ce que nous avons », c'est-à-dire utiliser comme variables  $X_i$  toutes les variables observées avant que les unités aient bénéficié de la politique. Mais il reste difficile de justifier que rien n'a été laissé de côté, qu'il ne reste aucun facteur de confusion inobservé susceptible d'entraîner une corrélation non causale entre la réception du traitement et le résultat observé pour tous les individus ayant les mêmes caractéristiques  $X_i = x$ . De même, cette politique n'est d'aucune aide dans la conception d'une enquête visant à collecter les variables  $X_i$ . Le nombre de variables est potentiellement infini, mais le coût d'une enquête oblige à un choix. Le modèle de Rubin est complètement muet quant au choix des variables  $X_i$  à mesurer (Heckman, Ichimura, et Todd 1998).

Intuitivement, nous avons besoin d'indications théoriques sur les variables susceptibles d'in-

---

<sup>18</sup>L'existence d'une variable instrumentale ou l'hypothèse d'un biais de sélection fixe dans le temps permettent de tester cette hypothèse.

## **1.2 Le modèle de causal de Rubin, le problème de l'évaluation et l'effet moyen du traitement**

---

fluencer la sélection des unités bénéficiaires de la politique et de simultanément affecter leur résultat potentiel. Cette information ne peut être basée que sur une modélisation a priori du processus de sélection et de la détermination des résultats potentiels. Cette modélisation est influencée par nos connaissances a priori sur les comportements des agents. Un moyen simple de résumer et d'exprimer cette connaissance est d'utiliser un modèle à équations simultanées, avec une équation de détermination de chacune des variables observées et inobservées entrant dans le modèle. Si le modèle de Rubin est sur le plan statistique complètement équivalent à un modèle à équations simultanées, il est très différent sur le plan de la construction, et sur le choix des variables. La section 1.4 de ce chapitre et le chapitre 2 présentent le modèle économétrique de Roy-Quandt-Heckman et la manière dont il peut permettre de choisir les variables  $X_i$ .

### 1.3 Les variables instrumentales, l'hypothèse de monotonie et l'effet local moyen du traitement

Dans le cas où l'hypothèse d'ignorabilité forte est difficile à justifier (donc où il peut exister des variables inobservées déterminant à la fois la réception de la politique et les résultats potentiels), d'autres types d'hypothèses d'identification peuvent être mobilisées. Une avancée particulièrement importante est la redécouverte des possibilités offertes par les variables instrumentales par Angrist (1990), Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996).

L'idée générale de l'identification d'un effet causal à partir de variables instrumentales est d'utiliser une variable  $Z_i$  dite « instrumentale »<sup>19</sup> qui agit comme un expérimentateur en modifiant le statut de bénéficiaire des unités de manière indépendante de leurs résultats potentiels. Une différence de résultats moyens entre des groupes d'unités ayant des niveaux différents de la variable instrumentale signale donc uniquement l'influence de la politique évaluée (ou du traitement étudié), puisque ces groupes d'unités ne diffèrent que par leur proportion de bénéficiaires de la politique. En rapportant cette différence de résultat moyen à la différence de proportion de bénéficiaires entre les deux groupes, on obtient l'estimation d'un effet causal moyen « local » de la politique. Cet effet est « local » car il ne concerne que les individus dont le statut de bénéficiaire a changé suite à la variation du niveau de la variable instrumentale. Si l'effet causal individuel parmi ces individus est différent de l'effet causal moyen dans le reste de la population, l'effet causal moyen identifié par les variables instrumentales est « local ».

Dans le cadre de l'évaluation d'un stage d'aide au retour à l'emploi ou de réunions d'informations pour inciter les individus à changer de comportement (informations sur les mécanismes d'épargne retraite (Duflo et Saez 2003) ou sur les pratiques agricoles respectueuses de l'environnement), un exemple simple d'instrument serait la distance du domicile des individus au lieu où sont organisés le stage ou la réunion d'information. Plus les individus habitent loin de ce lieu, moins ils participeront à la réunion, sans pour autant avoir moins de chances de retrouver un emploi,<sup>20</sup> de contracter

---

<sup>19</sup>Angrist et Krueger (2001) font remonter ce terme à Reiersol et Frisch.

<sup>20</sup>Ce cas précis est discutable, puisque les centres de formation peuvent se trouver près des zones où habitent les personnes ayant le moins de chances de trouver un emploi. Le mérite de l'utilisation des variables instrumentales est de parvenir à déplacer le problème de l'identification : l'hypothèse de sélection sur les observables nous obligeait à prouver que nous n'avions oublié aucune variable déterminant simultanément le traitement et les résultats potentiels ; la discussion de la validité de la variable instrumentale abandonne ce champ et nous amène à discuter de la pertinence de l'indépendance de cette variable par rapport aux résultats potentiels. Le propre de l'identification est qu'elle est toujours discutable, potentiellement soumise à la critique. Rien de nihiliste sur le plan scientifique dans cette constatation. Ce n'est pas parce que tout est discutable que tout est valable. C'est le propre de la science de parvenir à organiser cette discussion critique (McCloskey 1983). Comme l'affirme Heckman (2000, p.89) : « *The best empirical work in economics uses economic theory as a framework for integrating all of the available evidence, tacit and algorithmic, to tell a convincing story.* ». L'utilisation éclai-

### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

un plan d'épargne retraite ou d'avoir des pratiques agricoles plus ou moins respectueuses de l'environnement. L'instrument « idéal » décrit par Angrist, Imbens, et Rubin (1996) est une variable dont les valeurs ont été tirées au sort : la loterie de la conscription pour la guerre du Vietnam par exemple (Angrist 1990). Dans ce dernier cas, Angrist s'intéresse à l'impact de l'expérience militaire sur le salaire des individus. Le choix d'entrer dans l'armée n'étant pas indépendant du salaire potentiel des individus et tous deux pouvant être influencés par des caractéristiques non mesurables des individus (notamment leurs capacités cognitives et non cognitives), Angrist choisit de faire appel à une variable instrumentale. Le processus de conscription sélectionnant les appelés envoyés au Vietnam lui permet d'identifier un bon candidat : pour des raisons d'équité, chaque conscrit potentiel se voyait attribuer sa place dans la liste des appelés par une loterie. La place dans la liste des appelés est donc complètement aléatoire, et en rien liée aux salaires potentiels des individus une fois entrés sur le marché du travail. Elle influence par contre directement la probabilité d'être enrôlé dans l'armée. C'est donc apparemment une bonne variable instrumentale.

#### 1.3.1 Le modèle causal de Rubin avec variables instrumentales et la définition de l'effet local moyen du traitement

La présentation du modèle causal de Rubin modifié pour prendre en compte l'existence de variables instrumentales a été faite dans trois papiers : le résultat principal général d'identification de l'effet local moyen du traitement est donné par Imbens et Angrist (1994) ; l'ensemble des hypothèses, une discussion plus longue de leur plausibilité et quelques exemples d'application sont donnés par Angrist, Imbens, et Rubin (1996) ; enfin, Angrist et Imbens (1995) étendent leurs résultats au cas de traitement dont l'intensité varie (années d'étude...).<sup>21</sup>

##### 1.3.1.1 Quelques définitions : encore des résultats potentiels

Une variable  $Z_i$  est définie comme instrumentale si elle influence la réception du bénéfice de la politique évaluée  $D_i$  et si elle est indépendante des résultats potentiels  $Y_i^0$  et  $Y_i^1$ . On pose que le support de  $Z_i$  est  $\mathcal{Z}$ . Pour établir l'hypothèse SUTVA en présence de la variable instrumentale,

---

rée des méthodes économétriques d'évaluation des politiques publiques ne peut se baser que sur une discussion informée, éclairée et contradictoire de ses résultats. Moffitt (2004) montre sur l'exemple américain que les allers-retour entre la recherche scientifique et la décision publique ont été au cœur de l'évolution de la pratique économétrique, avec l'importante critique de LaLonde (1986) des méthodes non expérimentales, et de l'évolution de la politique sociale.

<sup>21</sup>En complément, Angrist et Krueger (2001) offrent une présentation non technique de leurs avancées ainsi qu'une discussion du contexte historique de l'utilisation des variables instrumentales et Angrist, Graddy, et Imbens (2000) analysent les conséquences de leur apport pour l'estimation d'un modèle non paramétrique d'offre et de demande.

nous avons besoin de définir une nouvelle batterie de résultats potentiels : pour chaque  $z$  de  $\mathcal{Z}$ ,  $D_i(z)$  est une variable aléatoire indiquant le statut de l'unité  $i$  par rapport au bénéfice de la politique si la variable  $Z_i$  prend la valeur  $z$ . Pour chaque unité  $i$ , il existe donc un grand nombre d'états de participation « potentiels » à la politique évaluée : autant qu'il y a de valeurs différentes de  $z$  dans  $\mathcal{Z}$ . Si par exemple  $Z_i$  peut prendre deux valeurs  $z$  et  $w$  (dans l'exemple des travaux sur la conscription ou de la proximité d'un centre de formation ou d'information, on peut définir deux niveaux pour  $Z_i$  :  $z$  = « bas » et  $w$  = « haut » décrivant la position sur la liste des appelés,  $z$  = « près » et  $w$  = « loin » décrivant la distance entre le domicile et le centre de formation),  $D_i(\cdot)$  peut prendre deux valeurs pour chaque unité  $i$ , et une seule est réalisée :  $D_i(z)$  si l'instrument est au niveau  $z$  et  $D_i(w)$  si l'instrument est au niveau  $w$ .

Les variations de résultat potentiel que nous devons imaginer pour chaque unité doivent maintenant prendre en compte le changement potentiel de la variable  $Z_i$  et le changement potentiel de la variable  $D_i$ . On écrira alors le résultat potentiel de la manière suivante :  $Y_i(z, d)$  est une variable aléatoire donnant le niveau du résultat potentiel de l'unité  $i$  si la variable instrumentale est au niveau  $z$  et le bénéfice de la politique au niveau  $d$ . Si le support de  $Z_i$  est limité à deux valeurs, nous avons maintenant défini quatre valeurs pour le résultat potentiel. Si l'on cherche à isoler l'effet de la variable instrumentale sur le résultat potentiel, il faut utiliser  $Y_i(z, D_i(z))$ , qui donne le résultat potentiel de l'individu  $i$  si l'instrument est fixé au niveau  $z$ .

### 1.3.1.2 L'hypothèse SUTVA doit être amendée

Malheureusement, l'introduction de l'instrument dans notre réflexion doit nous amener à reconsidérer l'hypothèse SUTVA : en effet, les résultats potentiels définis permettent de décrire les résultats observés si et seulement si le résultat potentiel de chaque unité  $i$  n'est pas influencé par la valeur de l'instrument d'une autre unité  $j$ . Dans l'exemple de la conscription, si un individu  $i$  décide de s'engager parce que l'un de ses amis a été enrôlé suite à l'obtention d'un numéro de loterie « bas », alors le statut de traitement ne doit pas seulement être décrit par  $D_i(Z_i)$ , mais par  $D_i(Z_i, Z_j)$ , ce qui demande de considérer un nombre plus important de résultats potentiels. Si par contre, l'individu  $i$  décide de poursuivre ses études pour échapper à la conscription en observant les difficultés rencontrées par un de ses amis (l'individu  $j$ ) qui a été enrôlé après avoir obtenu un numéro « bas » à la loterie, le salaire de l'individu  $i$  sera plus élevé parce que l'individu  $j$  a reçu un numéro « bas ». Il faudra donc écrire le résultat potentiel de l'individu  $i$  de la manière suivante :  $Y_i(D_i, Z_i, Z_j)$ . Enfin, il est possible que l'exis-

### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

tence d'un contingent d'appelés modifie l'équilibre sur le marché du travail : en retirant des individus de la masse des travailleurs, le conflit armé provoque une hausse des salaires. L'individu  $i$  peut décider d'interrompre ses études pour bénéficier de ces salaires plus élevés. Son résultat potentiel doit s'écrire  $Y_i(\mathbf{D}, Z_i)$ , avec  $\mathbf{D}$  le vecteur décrivant l'état d'appelé ou non des individus de la population  $\mathcal{I}$ .

De manière générale, l'hypothèse SUTVA demande d'écrire les résultats potentiels et l'état de participant de chaque individu de la manière suivante :  $Y_i(\mathbf{D}, \mathbf{Z})$ , avec  $\mathbf{Z}$  le vecteur décrivant le niveau de l'instrument  $Z_i$  des individus de la population  $\mathcal{I}$ . L'hypothèse SUTVA d'absence d'effets de diffusion est alors la suivante :

**Hypothèse 1.3.1 (Absence d'effets de diffusion (SUTVA) (Angrist, Imbens, et Rubin 1996))** *Si  $\mathbf{D}$  et  $\mathbf{D}'$  sont deux allocations distinctes de la politique évaluée dans la population  $\mathcal{I}$  et  $\mathbf{Z}$  et  $\mathbf{Z}'$  deux distributions différentes de la variable instrumentale  $Z_i$  dans la population  $\mathcal{I}$ , on dit qu'il n'y a pas d'effets de diffusion (ou que l'hypothèse SUTVA est satisfaite) si les deux conditions suivantes sont remplies :*

$$\begin{aligned} Z_i = Z'_i &\Rightarrow D_i(\mathbf{Z}) = D_i(\mathbf{Z}') \\ Z_i = Z'_i \text{ et } D_i = D'_i &\Rightarrow Y_i(\mathbf{D}, \mathbf{Z}) = Y_i(\mathbf{D}', \mathbf{Z}'). \end{aligned}$$

Sous l'hypothèse SUTVA 1.3.1, on peut écrire les résultats potentiels et les états de participation potentiels à la politique de la manière suivante :  $Y_i(D_i(Z_i), Z_i)$  et  $D_i(Z_i)$ .

#### 1.3.1.3 La définition d'une variable instrumentale

La variable  $Z_i$  doit remplir plusieurs conditions pour être acceptée comme une variable instrumentale valable :

- (i)  $Z_i$  ne doit pas avoir d'effet causal direct sur  $Y_i$ . C'est ce que l'on appelle une restriction d'exclusion dans le langage des systèmes d'équations simultanées :  $Z_i$  ne doit pas entrer directement dans l'équation qui détermine le résultat.  $Z_i$  doit aussi être indépendante des autres déterminants des résultats potentiels. Le cadre théorique des résultats potentiels n'est pas très adapté à la description de cette hypothèse. Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) offrent d'ailleurs deux versions distinctes de cette hypothèse, les premiers se satisfaisant de l'indépendance et les seconds ajoutant la restriction d'exclusion. Cela n'a pas d'importance pour les résultats d'identification du paramètre qu'ils recherchent, mais est crucial pour l'interprétation et l'utilisation des paramètres estimés.

- (ii)  $Z_i$  doit avoir un effet causal non nul sur la participation à la politique évaluée, c'est-à-dire qu'elle doit bien déterminer la participation des individus.
- (iii)  $Z_i$  doit être indépendante des autres déterminants de la participation : on doit pouvoir déterminer sans biais l'effet causal de la variable instrumentale sur la participation à partir de la comparaison des proportions de participants (ou bénéficiaires, ou traités) et de non participants à différents niveaux de l'instrument.

Les conditions (i) et (ii) garantissent que les corrélations observées entre le niveau de la variable instrumentale et le résultat ne sont dues qu'aux différences de proportions de bénéficiaires de la politique évaluée. La condition (iii) est habituellement oubliée : elle est pourtant essentielle pour obtenir le résultat d'identification de l'effet local moyen du traitement. Néanmoins, elle n'est pas nécessaire si on s'intéresse à l'effet de la variable  $Z_i$  sur  $Y_i$ , c'est-à-dire à l'effet de l'intention de traiter. Les deux hypothèses (i) et (iii) ne sont pas testables. Elles doivent être imposées sur les données pour pouvoir les interpréter. Toute la question est de savoir si l'information retirée de ces hypothèses est suffisamment intéressante pour la décision pour que l'on ait besoin de les imposer. Cet arbitrage ne peut-être réalisé qu'en ayant conscience des problèmes que permettent de résoudre ces hypothèses. Formellement, l'hypothèse de restriction d'exclusion peut s'écrire comme suit :

**Hypothèse 1.3.2 (Restriction d'exclusion (Angrist, Imbens, et Rubin 1996))** *Si  $\mathbf{Z}$  et  $\mathbf{Z}'$  sont deux distributions différentes de la variable instrumentale  $Z_i$  dans la population  $\mathcal{I}$ , on dit que  $\mathbf{Z}$  respecte une restriction d'exclusion par rapport à  $\mathbf{Y}$ , la distribution des résultats potentiels dans la population  $\mathcal{I}$ , si pour tous  $\mathbf{Z}$  et  $\mathbf{Z}'$  et tout  $\mathbf{D}$  :*

$$\mathbf{Y}(\mathbf{D}, \mathbf{Z}) = \mathbf{Y}(\mathbf{D}, \mathbf{Z}').$$

On peut donc écrire le résultat potentiel uniquement en fonction de la distribution de la politique dans la population :  $Y_i(\mathbf{D}, \mathbf{Z}) = Y_i(\mathbf{D})$ . En combinant l'hypothèse de restriction d'exclusion 1.3.2 avec l'hypothèse SUTVA 1.3.1, on peut écrire le résultat potentiel de chaque individu simplement en fonction de la réception du traitement :  $Y_i(\mathbf{D}, \mathbf{Z}) = Y_i(D_i)$ . Une implication importante de l'hypothèse de restriction d'exclusion est que les résultats potentiels  $Y_i^1$  et  $Y_i^0$  sont indépendants de  $Z_i$ . Cette propriété est impliquée par l'écriture vectorielle de l'hypothèse 1.3.2 : la distribution des résultats potentiels est indépendante de la valeur de la distribution de  $Z_i$  dans la population, y compris celle qui est réalisée. Si l'on avait écrit l'hypothèse uniquement pour chaque  $Y_i$ , l'implication d'in-



### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

dépendance ne serait pas vérifiée. Dans ce cas,  $Z_i$  ne déterminerait pas directement  $Y_i$ , mais  $Y_i^1$  et  $Y_i^0$  ne seraient pas indépendants de  $Z_i$ . Cette complexité de notation est due au cadre peu adapté des résultats potentiels. Exprimée en termes de variables inobservées dans le modèle de Roy-Quandt, l'hypothèse d'indépendance devient simplement l'indépendance entre  $Z_i$  et les variables inobservées qui déterminent le résultat. La restriction d'exclusion quant à elle est directement visible à la lecture de l'équation déterminant le résultat, puisque  $Z_i$  en est absente.

L'hypothèse d'effet causal non nul de l'instrument sur la participation des unités à la politique évaluée s'écrit comme suit :

**Hypothèse 1.3.3 (Effet causal non nul de  $Z_i$  sur  $D_i$  (Angrist, Imbens, et Rubin 1996))** *La variable  $Z_i$  a un effet causal non nul sur  $D_i$  si la proportion d'individus bénéficiaires de la politique change lorsque l'on change  $Z_i$  :*

$$E[D_i(z) - D_i(w)] \neq 0, \forall (z, w) \in \mathcal{Z}^2.$$

L'hypothèse 1.3.3 n'est pas testable, contrairement à ce que l'on pense souvent, si on ne lui adjoint pas l'hypothèse suivante d'exogénéité de la variable  $Z_i$  par rapport aux autres variables déterminant  $D_i$ . L'hypothèse d'exogénéité de la variable instrumentale par rapport aux autres déterminants de la participation s'écrit ainsi :

**Hypothèse 1.3.4 (Exogénéité de  $Z_i$  (Imbens et Angrist 1994))** *La variable  $Z_i$  est exogène par rapport aux autres déterminants de  $D_i$  si la proportion d'individus bénéficiaires de la politique lorsque l'on fixe  $Z_i = z$  est indépendante de  $Z_i$  :*

$$D_i(z) \perp\!\!\!\perp Z_i, \forall z \in \mathcal{Z}.$$

L'hypothèse 1.3.4 révèle à nouveau la difficulté d'interprétation de certaines conditions utilisant les résultats potentiels : comment le résultat potentiel  $D_i(z)$  peut ne pas être indépendant de  $Z_i$  alors qu'il est défini avec  $Z_i$  fixé à  $Z_i = z$ ? Tout devient clair si l'on introduit la notion de variables inobservées :  $D_i(z)$  varie dans la population  $\mathcal{I}$  car même si chaque unité  $i$  se voit attribuer un même niveau de  $Z_i = z$ , les unités diffèrent par d'autres caractéristiques qui les conduisent à participer ou non avec  $Z_i$  fixé à  $z$ .  $D_i(z)$  est une variable aléatoire définie sur la population  $\mathcal{I}$ , elle n'est pas constante sur cette population. Elle peut donc être comparée à la distribution de  $Z_i$ . L'indépendance de  $D_i(z)$  et de  $Z_i$  indique que les autres déterminants de  $D_i$  sont indépendants de  $Z_i$ . La notation est malgré tout bien obscure. Angrist, Imbens, et Rubin (1996) choisissent d'ailleurs de ne pas présenter cette

hypothèse et de travailler avec une variable  $Z_i$  aléatoirement distribuée dans la population (comme la loterie d'incorporation dans l'armée).

Les hypothèses avancées jusqu'ici permettent de définir une variable instrumentale dans le modèle causal de Rubin de la manière suivante :<sup>22</sup>

**Hypothèse 1.3.5 (Variable instrumentale (Angrist, Imbens, et Rubin 1996))** *Il existe une variable instrumentale  $Z_i$  dans le modèle causal de Rubin pour lequel l'hypothèse SUTVA 1.3.1 est vérifiée telle que  $Z_i$  ne détermine pas directement les résultats potentiels, est indépendante de ces derniers, détermine la participation des unités à la politique évaluée et enfin est indépendante des autres déterminants de la participation à la politique. C'est-à-dire qu'il existe une variable  $Z_i$  respectant les hypothèses 1.3.2, 1.3.3 et 1.3.4.*

Imbens et Angrist (1994), dans le papier plus théorique accompagnant Angrist, Imbens, et Rubin (1996), utilisent un jeu de conditions apparemment identiques pour définir l'existence d'une variable instrumentale dans le modèle causal de Rubin :<sup>23</sup>

**Hypothèse 1.3.6 (Variable instrumentale (Imbens et Angrist 1994))** *Une variable observée  $Z_i$ , dite variable instrumentale, a les propriétés suivantes :*

- (i) *Pour tous les  $z$  de  $\mathcal{Z}$ , les résultats potentiels et la participation à la politique sont indépendants de  $Z_i : (Y_i^1, Y_i^0, D_i(z)) \perp\!\!\!\perp Z_i, \forall z \in \mathcal{Z}$ .*
- (ii)  *$P(z) = Pr(D_i = 1 | Z_i = z)$  n'est pas constant en  $z$ .*

Les deux hypothèses décrivant l'existence d'une variable instrumentale 1.3.5 et 1.3.6 sont très proches. L'indépendance postulée à la condition (i) entre  $Z_i$  et  $D_i(z)$  est équivalente à l'hypothèse 1.3.4. La condition (ii) est équivalente à 1.3.3 sous l'hypothèse 1.3.4. La condition d'indépendance (i) est impliquée par l'hypothèse de restriction d'exclusion 1.3.2 pour ce qui est de l'indépendance entre les résultats potentiels et  $Z_i$ . La seule différence entre les deux définitions provient de l'absence d'une hypothèse de restriction d'exclusion dans l'hypothèse 1.3.6. Imbens et Angrist (1994) se contentent d'une hypothèse d'indépendance des résultats potentiels. Cela n'affecte en rien le résultat d'identification, mais cette différence affecte de manière très importante l'interprétation des paramètres identifiés et leur utilité pour la décision publique. Si l'on s'en tient à la définition de Imbens et Angrist (1994), l'effet moyen local du traitement qu'ils définissent et dont ils prouvent l'identification

---

<sup>22</sup>On ne reprend pas exactement la même définition que Angrist, Imbens, et Rubin (1996) : ils incluent l'hypothèse de monotonie dans la définition d'une variable instrumentale. On préfère les séparer, pour bien distinguer la spécificité de cette dernière hypothèse.

<sup>23</sup>Imbens et Angrist (1994) considèrent implicitement que l'hypothèse SUTVA 1.3.1 est vérifiée.

### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

n'est pas utilisable pour la décision publique : il ne concerne que des individus dont l'identité est inobservable. Par contre, sous la condition de restriction d'exclusion et de monotonie, le paramètre d'effet local moyen du traitement permet de prendre la même décision que le paramètre d'intention de traiter. La démonstration de ce résultat est donnée dans le chapitre 2 en se basant sur le modèle de Roy-Quandt-Heckman et la notion de modification de Hurwicz. A nouveau, la difficulté de comprendre les hypothèses induites par la formulation sous forme de résultat potentiel est évidente : elle peut conduire à la définition et à l'estimation d'un paramètre inutilisable.

#### 1.3.2 L'effet local moyen du traitement et l'effet de l'intention de traiter

A la suite de Angrist, Imbens, et Rubin (1996), on définit un nouveau paramètre causal et sa version moyenne : l'effet de la variable  $Z_i$  sur  $Y_i$ , que l'on appelle effet de l'intention de traiter, en référence aux situations où  $Z_i$  est une variable distribuée aléatoirement dans la population, et où les individus choisissent ensuite de participer ou non au traitement.

**Définition 1.3.1 (Intention de traiter (ITE) (Angrist, Imbens, et Rubin 1996))** *L'effet causal individuel de la variable  $Z_i$  sur  $Y_i$  est noté  $\Delta^Z Y_i(z, w)$ . L'effet causal moyen de la variable  $Z_i$  sur la variable  $Y_i$  est appelé effet de l'intention de traiter. Ces paramètres sont définis de la manière suivante, avec  $z$  et  $w$  deux points du support de  $Z_i$  :*

$$\begin{aligned}\Delta^Z Y_i(z, w) &= Y_i(z, (D_i(z))) - Y_i(w, (D_i(w))) \\ \Delta^{ITE} Y(z, w) &= E[\Delta^Z Y_i(z, w)].\end{aligned}$$

On peut montrer que ce paramètre est identifié sous une hypothèse d'indépendance (équivalente à la condition d'indépendance (i) de l'hypothèse 1.3.6 si l'hypothèse de restriction d'exclusion est vérifiée) :

**Théorème 1.3.1 (Identification de l'effet de l'intention de traiter dans le modèle de Rubin)** *Si l'hypothèse SUTVA 1.3.1 est vérifiée et que la variable  $Z_i$  est indépendante du résultat potentiel  $Y_i(z, D_i(z))$  quel que soit  $z$  sur le support de  $Z_i$  (on note  $Y_i(z, D_i(z)) \perp\!\!\!\perp Z_i, \forall z \in \mathcal{Z}$ ), l'effet de l'intention de traiter est identifié par la différence entre les résultats moyens des individus ayant le niveau  $z$  de l'instrument et ceux ayant le niveau  $w$  :*

$$\Delta^{ITE} Y(z, w) = E[Y_i|Z_i = z] - E[Y_i|Z_i = w].$$

PREUVE : le résultat est une simple application du théorème 1.2.1 d'identification de l'effet causal sous l'hypothèse d'indépendance. ■

Dans le chapitre 2, on montre que le paramètre d'intention de traiter est pertinent pour décider du choix optimal du niveau des instruments induisant les individus à participer. Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) ne s'intéressent pas à ce paramètre, mais proposent de chercher à estimer le paramètre d'effet local moyen du traitement (LATE) défini comme la moyenne de l'effet causal individuel pris sur la population des individus dont le statut de participation à la politique change lorsque l'instrument passe de  $w$  à  $z$  :

**Définition 1.3.2 (Effet local moyen du traitement (LATE) (Imbens et Angrist 1994))** *L'effet local moyen du traitement est la moyenne de l'effet causal individuel pris sur la sous-population d'unités dont le statut par rapport au traitement change lorsque  $Z_i$  est manipulé de  $w$  à  $z$  :*

$$\Delta^{LATE} Y(z, w) = E[Y_i^1 - Y_i^0 | D_i(z) \neq D_i(w)].$$

Toute la question est de savoir si ce paramètre est intéressant pour la décision publique, en particulier s'il permet d'apporter une information supplémentaire ou différente de l'effet de l'intention de traiter. La deuxième question qui se pose est de savoir si Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) proposent d'utiliser cette information différente. La réponse à la première question est : le paramètre d'effet local moyen du traitement apporte une information différente du paramètre d'effet de l'intention de traiter dans le modèle causal de Rubin avec variable instrumentale ; dans le chapitre 2, on ne parvient pas à identifier la décision que ce paramètre permet d'évaluer.

Pour démontrer ce résultat, il faut pouvoir comparer les deux paramètres. C'est ce qui est fait dans le théorème suivant :

**Théorème 1.3.2 (LATE et ITE)** *Dans le modèle de Rubin respectant l'hypothèse SUTVA 1.3.1 et où existe une variable instrumentale telle que définie par l'hypothèse 1.3.5, l'effet local moyen du traitement et l'effet de l'intention de traiter sont différents et peuvent être de signes opposés :*

$$\Delta^{LATE} Y(z, w) = (E[Y_i^1 - Y_i^0 | D_i(z) - D_i(w) = 1] Pr(D_i(z) - D_i(w) = 1) + E[Y_i^1 - Y_i^0 | D_i(z) - D_i(w) = -1] Pr(D_i(z) - D_i(w) = -1)) / Pr(D_i(z) \neq D_i(w)) \quad (1.3.1)$$

$$\Delta^{ITE} Y(z, w) = (E[Y_i^1 - Y_i^0 | D_i(z) - D_i(w) = 1] Pr(D_i(z) - D_i(w) = 1) - E[Y_i^1 - Y_i^0 | D_i(z) - D_i(w) = -1] Pr(D_i(z) - D_i(w) = -1)) \quad (1.3.2)$$

### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

PREUVE : Le résultat de l'équation (1.3.1) est simplement l'application du calcul d'une moyenne sur deux sous-populations disjointes. Le résultat de l'équation (1.3.2) est dû aux propriétés du modèle de Rubin avec variable instrumentale. En effet, on peut écrire :

$$\Delta^{ITE} Y(z, w) = E[Y_i(D_i(z))|Z_i = z] - E[Y_i(D_i(w))|Z_i = w] \quad (1.3.3)$$

$$= E[D_i(z)Y_i^1 + (1 - D_i(z))Y_i^0|Z_i = z] - E[D_i(w)Y_i^1 + (1 - D_i(w))Y_i^0|Z_i = w] \quad (1.3.4)$$

$$= E[(D_i(z) - D_i(w))(Y_i^1 - Y_i^0)] \quad (1.3.5)$$

$$= Pr(D_i(z) - D_i(w) = 1) E[Y_i^1 - Y_i^0|D_i(z) - D_i(w) = 1] \\ - Pr(D_i(z) - D_i(w) = -1) E[Y_i^1 - Y_i^0|D_i(z) - D_i(w) = -1]. \quad (1.3.6)$$

L'égalité (1.3.4) est obtenue en égalisant les quantités observées avec les résultats potentiels dont elles sont issues et en utilisant l'hypothèse de restriction d'exclusion 1.3.2. L'égalité (1.3.5) utilise la condition d'indépendance (i) de la définition 1.3.6. L'égalité (1.3.6) provient du fait que la population  $\mathcal{I}$  est complètement partagée en quatre parties disjointes par les valeurs que prennent simultanément  $D_i(z)$  et  $D_i(w)$  :

- (i) Les individus tels que  $D_i(z) = 0$  et  $D_i(w) = 0$  sont ceux qui ne bénéficient pas de la politique que l'instrument prenne la valeur  $z$  ou  $w$ . Angrist, Imbens, et Rubin (1996) les appellent les « *never takers* ». Dans l'exemple de la conscription, il s'agit d'individus qui parviennent à éviter d'être appelés même s'ils ont été placés par le sort vers le bas de liste ( $Z_i = z$ ). Ils parviennent bien sûr aussi à éviter l'appel s'ils ont été placés vers le haut de la liste. Angrist, Imbens, et Rubin (1996) les qualifient dans cet exemple de « *draft avoiders* ».
- (ii) Les individus tels que  $D_i(z) = 1$  et  $D_i(w) = 1$  sont ceux qui bénéficient de la politique que l'on fixe l'instrument à la valeur  $z$  ou à la valeur  $w$ . Angrist, Imbens, et Rubin (1996) les appellent les « *always takers* ». Dans l'exemple de la conscription, il s'agit de ceux qui s'engagent quelle que soit la position que le sort leur a affecté sur la liste des appelés. Ce sont des engagés volontaires.
- (iii) Les individus tels que  $D_i(z) = 1$  et  $D_i(w) = 0$  sont ceux qui bénéficient de la politique lorsque l'instrument est placé au niveau  $z$  mais qui n'en bénéficient pas lorsque l'instrument est placé au niveau  $w$ . Angrist, Imbens, et Rubin (1996) les appellent les « *compliers* ». Dans l'exemple de la conscription, il s'agit des individus qui vont à l'armée s'ils sont sur la bas de la liste, et donc appelés, et qui n'y vont pas si le hasard leur offre une place en haut de la liste.

(iv) Les individus tels que  $D_i(z) = 0$  et  $D_i(w) = 1$  sont ceux qui ne bénéficient pas de la politique lorsque  $Z_i = z$ , mais qui l'obtiennent lorsque  $Z_i = w$ . Ils réagissent donc de manière opposée aux « *compliers* ». Pour cela, Balke et Pearl (1993) suggèrent de les appeler « *defiers* ». L'existence conjointe de « *defiers* » et « *compliers* » dans la population implique que les individus de la population ne réagissent pas de manière uniforme lorsqu'ils sont confrontés à la même variation de l'instrument (Heckman, Urzua, et Vytlacil 2006). L'absence d'uniformité est étudiée plus en détail dans le chapitre 2. Dans l'exemple de la conscription, les « *defiers* » sont des individus qui parviennent à éviter d'être appelés alors qu'ils se sont vus attribuer une position au bas de la liste, mais qui n'y parviennent pas alors qu'ils se sont vus attribuer une place peu risquée en haut de la liste. Un tel type de comportement ne doit pas être répandu. L'hypothèse de monotonie l'exclut. Dans d'autres exemples donnés dans la chapitre 2, il est possible de trouver des justifications théoriques à l'existence de « *defiers* ».

Les quatre groupes décrits étant disjoints et constituant une partition de  $\mathcal{I}$ , on obtient l'égalité (1.3.6).

■

En conclusion du théorème 1.3.2, on a bien une différence de principe entre l'effet de l'intention de traiter et l'effet local moyen du traitement. Il est très difficile de trouver un sens à l'effet local moyen du traitement tel que définit par l'équation (1.3.1) : il s'agit de la somme de l'effet moyen du traitement sur les « *compliers* » et de l'effet moyen du traitement sur les « *defiers* ». Il est possible de trouver un sens au premier de ces deux paramètres, comme c'est démontré dans le chapitre 2, mais il est apparu impossible de trouver un sens à l'effet local moyen du traitement.<sup>24</sup>

### 1.3.3 L'estimateur des variables instrumentales, l'hypothèse de monotonie et l'identification de l'effet local moyen du traitement (LATE)

Peut-être existe-t-il une décision que l'effet local moyen du traitement permet de prendre, mais elle n'est pas dans l'esprit de Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) quand ils définissent ce paramètre : Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) proposent d'utiliser la même information pour identifier l'effet local moyen du traitement que celle utilisée pour identifier l'effet de l'intention de traiter. En effet, le processus par lequel Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) arrivent à la formulation de la définition de l'effet local moyen du

---

<sup>24</sup>Une intuition pourrait être que l'effet local du traitement permet de choisir entre deux niveaux possibles des déterminants de la participation des individus, avec le libre choix entre ces deux niveaux pour les individus. Voir le chapitre 2 pour une manière de poser le problème.

### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

traitement est d'essayer d'interpréter l'estimateur offert par les variables instrumentales comme une moyenne d'effets causals sur une sous-population donnée. Ce faisant, ils cherchent absolument à garantir que les effets individuels ne soient pas pondérés par des quantités négatives. Ils ne cherchent jamais à relier leur paramètre à une prise de décision. Dans les conditions sous lesquelles ce paramètre est bien une moyenne d'effets causals individuels, on montre dans le chapitre 2 qu'il permet de prendre la même décision que le paramètre d'intention de traiter, s'il est associé à l'effet de l'instrument sur la participation. Ce paramètre d'effet local moyen du traitement n'est donc pas un moyen efficace d'aider à la prise de décision. Par ailleurs, l'effet de l'intention de traiter reste interprétable et identifié dans des situations où l'effet local moyen du traitement n'est pas interprétable ni identifié, comme démontré dans le chapitre 2.

#### 1.3.3.1 L'estimateur des variables instrumentales de Wald (1940)

L'estimateur des variables instrumentales qu'ils cherchent à interpréter d'un point de vue causal est une version simplifiée due à Wald (1940), équivalent à l'estimateur classique lorsque la variable instrumentale et la variable de traitement sont dichotomiques. Lorsque l'instrument prend des valeurs continues, ou plus de deux valeurs discrètes, l'estimateur des variables instrumentales peut toujours être interprété comme une somme pondérée d'estimateurs de Wald (Imbens et Angrist 1994, Imbens et Rubin 1997, Heckman et Vytlačil 2005, Heckman, Urzua, et Vytlačil 2006), mais ne peut plus être associé à l'effet de l'intention de traiter. En l'absence de variables de contrôle, et en présence d'une constante, l'estimateur des variables instrumentales peut s'écrire de la manière suivante, avec  $Cov(X_i, Y_i) = E[X_i Y_i] - E[X_i] E[Y_i]$  :

**Définition 1.3.3 (Estimateur de Wald (Wald 1940, Imbens et Angrist 1994))** *Dans un modèle de Rubin où l'hypothèse SUTVA est vérifiée et où  $Z_i$  est une variable instrumentale telle que définie par 1.3.5 ou 1.3.6 dont le support est restreint à deux valeurs  $z$  et  $w$ , l'estimateur des variables instrumentales (noté  $\Delta Y^{IV}$ ) est un estimateur de Wald (noté  $\Delta Y^W(z, w)$ ) :*

$$\Delta Y^{IV} \equiv \frac{Cov(Y_i, Z_i)}{Cov(D_i, Z_i)} = \frac{E[Y_i|Z_i = z] - E[Y_i|Z_i = w]}{Pr(D_i = 1|Z_i = z) - Pr(D_i = 1|Z_i = w)} \equiv \Delta Y^W(z, w).$$

Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) cherchent à interpréter le numérateur de l'estimateur de Wald comme un effet causal moyen du traitement. Or, le théorème 1.3.1 nous montre que ce numérateur est celui qui identifie l'effet de l'intention de traiter. Donc ce numérateur

ne peut identifier l'effet causal moyen du traitement sur une sous-population. En effet, on a l'égalité suivante, issue du résultat d'identification de l'effet de l'intention de traiter (théorème 1.3.1) et de l'expression de l'effet de l'intention de traiter obtenue dans le théorème 1.3.2 :<sup>25</sup>

$$E[Y_i|Z_i = z] - E[Y_i|Z_i = w] = Pr(D_i(z) - D_i(w) = 1) E[Y_i^1 - Y_i^0|D_i(z) - D_i(w) = 1] \\ - Pr(D_i(z) - D_i(w) = -1) E[Y_i^1 - Y_i^0|D_i(z) - D_i(w) = -1]. \quad (1.3.7)$$

Arrivés à l'équation (1.3.7), on obtient le résultat suivant : la comparaison du niveau moyen de résultat à deux niveaux donnés de la variable instrumentale permet d'identifier la somme pondérée de deux effets causals moyens : l'effet causal moyen de la politique sur les « *compliers* » et l'effet causal moyen de la politique sur les « *defiers* », pondérés par les proportions respectives de ces individus dans la population (la somme de ces poids n'atteint pas un). Au vu de l'équation (1.3.7), il est possible que le bénéfice de la politique soit positif pour l'ensemble des unités et que la différence de résultat moyen à deux niveaux donnés de l'instrument soit nulle ou même négative. L'interprétation que l'on peut donner de ce résultat est la suivante : sous l'hypothèse 1.3.4 d'exogénéité de  $Z_i$ , la différence de résultat moyen à deux niveaux de l'instrument ( $E[Y_i|Z_i = z] - E[Y_i|Z_i = w]$ ) mesure l'effet causal moyen sur  $Y_i$  de fixer  $Z_i$  au niveau  $z$  par rapport au fait de le fixer au niveau  $w$  (c'est une application du théorème 1.2.1 d'identification de l'effet causal sous l'hypothèse d'indépendance), c'est-à-dire l'effet de l'intention de traiter  $\Delta^{ITE}(z, w)$ . Cet effet causal, sous l'hypothèse de restriction d'exclusion 1.3.2, ne peut passer que par l'influence de  $Z_i$  sur  $D_i$ . Par l'hypothèse 1.3.3 cet effet est non nul. Sans hypothèse supplémentaire, cet effet passe par deux canaux : l'effet moyen du traitement sur les « *compliers* », qui sont induits à participer à la politique suite au passage de l'instrument de son niveau  $w$  à son niveau  $z$  ; l'opposé de l'effet moyen du traitement sur les « *defiers* », qui sont conduits à quitter la politique suite au passage de l'instrument de  $w$  à  $z$ . Le fonctionnement de la politique peut donc conduire à observer un effet nul ou négatif de l'intention de traiter alors que l'effet causal du traitement est positif pour l'ensemble de la population  $\mathcal{I}$  simplement parce que le passage de l'instrument de  $w$  à  $z$  a fait sortir plus d'individus du traitement qu'il n'en a fait rentrer, ou parce que le résultat moyen des « *compliers* » est inférieur au résultat moyen des « *defiers* ».

L'interprétation de l'information qu'apporte l'effet de l'intention de traiter est un point essentiel qui différencie les approches utilisant les résultats potentiels des approches basées sur les systèmes d'équations simultanées. La littérature basée sur les résultats potentiels cherche à identifier un effet

---

<sup>25</sup>Imbens et Angrist (1994) démontrent cette égalité sous les conditions moins restrictives de l'hypothèse 1.3.6.



### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

causal moyen du traitement à partir des données observées, quelle que soit la population sur laquelle est défini cet effet causal moyen. L'objectif est de parvenir à connaître le signe de l'effet causal du traitement sur une sous population de  $\mathcal{I}$ . Pour cela, ce courant de recherche refuse par principe de s'intéresser à des paramètres dans lesquels l'effet causal du traitement sur certaines sous-populations peut-être pondéré négativement, comme c'est le cas du paramètre défini dans l'équation (1.3.7).<sup>26</sup> Par exemple, Imbens et Angrist (1994) considèrent que « *the problem here [avec l'équation (1.3.7)] is that the treatment effect for those who shift from nonparticipation to participation when  $Z_i$  is switched from  $w$  to  $z$  can be cancelled out by the treatment effect of those who shift from participation to nonparticipation.* » Mais si justement la politique évaluée est la décision de changer  $Z_i$  de  $w$  vers  $z$ , n'est-on pas intéressé par cet effet net dans lequel certains effets causals du traitement sont pondérés de façon négative ? Toute la question est de savoir si l'effet causal moyen du traitement pris sur une sous-population garantissant des poids positifs est intéressant pour la décision publique, d'une part, et d'autre part si cet effet est identifiable à partir du modèle de Rubin avec variable instrumentale défini par les hypothèses 1.3.1, 1.3.2, 1.3.3 et 1.3.4. Angrist, Imbens, et Rubin (1996) semblent répondre négativement à la première question : « *the local average treatment effect (i.e. the local average causal effect for compliers) is not the average treatment effect for either the entire subpopulation or for a subpopulation identifiable from observed values.* » Imposer des poids positifs sur tout effet causal impose de ne s'intéresser qu'à l'effet causal moyen du traitement sur une sous-population de  $\mathcal{I}$  qui n'est pas définie par des critères observables. C'est donc un paramètre a priori inintéressant pour la décision publique. Malgré tout, l'approche développée dans le chapitre 2 permet d'infirmer cette intuition : l'effet moyen du traitement sur les « *compliers* » a une pertinence politique (il est possible d'imaginer une décision politique qui demande l'identification de ce paramètre pour être évaluée). L'intuition de ce résultat est la suivante : dans le cas où le décideur laisse le choix aux individus d'utiliser l'instrument au niveau  $z$  ou au niveau  $w$ , les « *defiers* » ne quitteront plus le traitement, alors que les « *compliers* » y entreront. Mais comprendre ce résultat sans l'aide des systèmes d'équations simultanées et de la notion de modification de Hurwicz introduite dans le chapitre 2 est difficile. Par ailleurs, aucun résultat d'identification n'existe pour ce paramètre dans le modèle de Rubin avec variable instrumentale (alors que le paramètre d'intention de traiter est identifié et que donc la décision à laquelle il correspond peut être prise).

---

<sup>26</sup>Imbens et Rubin (1997) proposent un estimateur qui impose cette hypothèse de pondérations positives. Heckman et Vytlačil (2005) et Heckman, Urzua, et Vytlačil (2006) démontrent la possible existence de pondérations négatives dans l'estimateur des variables instrumentales.

L'approche utilisant les systèmes d'équations structurelles et la notion de modification de Hurwicz proposée dans le chapitre 2 cherche à répondre à une question d'évaluation : quelle politique choisir sachant les données disponibles (Heckman et Robb 1985a, Heckman et Vytlačil 2005) ? Cette approche donne un sens non pas aux paramètres pondérant positivement les effets individuels du traitement, mais à des paramètres utilisables, interprétables au sens de la décision qu'ils permettent de prendre. Dans ce cas, des paramètres ayant une pondération négative sur certains effets causals individuels ne sont pas à exclure *a priori*. Le chapitre 2 démontre notamment que certains paramètres utiles pour la décision publique pondèrent négativement certains résultats potentiels. L'intuition est simple à comprendre à partir de l'exemple de l'effet de l'intention de traiter. Le paramètre d'intention de traiter mesure l'intérêt pour le politique de fixer l'instrument  $Z_i$  au niveau  $z$  ou au niveau  $w$ . C'est ce qu'au chapitre 2 on appelle la pertinence politique du paramètre d'intention de traiter, suite à Heckman et Vytlačil (2001). La variation du niveau de l'instrument à la discrétion du politique provoque un flux entrant de nouveaux bénéficiaires de la politique, qui choisissaient de ne pas en bénéficier lorsque l'instrument était au niveau  $w$ , mais qui choisissent d'en bénéficier lorsque l'instrument est au niveau  $z$  et simultanément un flux sortant d'individus dont le comportement est opposé.<sup>27</sup> Ce paramètre a un sens pour la décision publique, malgré sa pondération négative de l'effet causal du traitement sur la sous-population des individus qui quittent la politique lorsque l'instrument passe de  $w$  à  $z$ .

### 1.3.3.2 Monotonie et identification de l'effet local moyen du traitement

Face au problème de poids négatifs que leur pose l'équation (1.3.7), Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) décident de supprimer le problème en imposant a priori une hypothèse non testable sur les données : l'hypothèse de monotonie. Cette hypothèse, appelée hypothèse d'uniformité par Heckman, Urzua, et Vytlačil (2006), impose une uniformité de comportement au sein de la population  $\mathcal{J}$  lorsque l'instrument passe de  $w$  à  $z$  : soit l'ensemble des individus a une probabilité supérieure de participation, soit une probabilité inférieure de participation. Formellement, elle s'énonce de la manière suivante :

**Hypothèse 1.3.7 (Monotonie (Imbens et Angrist 1994))** *L'hypothèse de monotonie est vérifiée si la variable instrumentale  $Z_i$  a un effet uniforme au sens de Heckman, Urzua, et Vytlačil (2006) sur l'en-*

---

<sup>27</sup> Le chapitre 2 donne plusieurs exemples dans lesquels ces deux types de comportements sont compatibles.

### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

semble de la population  $\mathcal{I}$  :

$$\forall (z, w) \in \mathcal{Z}^2, \begin{cases} \text{soit } D_i(z) \geq D_i(w) & \forall i \in \mathcal{I} \\ \text{soit } D_i(z) \leq D_i(w) & \forall i \in \mathcal{I}. \end{cases}$$

L'hypothèse de monotonie revient à éliminer par principe l'existence simultanée de « *defiers* » et de « *compliers* ». Les individus qui changent de statut lorsque le niveau de la variable instrumentale passe de  $w$  à  $z$  sont soit tous des « *compliers* », donc des individus attirés dans le programme par le passage de  $w$  à  $z$ , soit tous des « *defiers* », c'est-à-dire des individus qui sont amenés à sortir du programme suite au passage de  $w$  à  $z$ . Avant de démontrer que le paramètre d'effet local moyen du traitement est identifié sous l'hypothèse de monotonie, nous montrons qu'il est relié de manière simple au paramètre d'intention de traiter :

**Théorème 1.3.3 (Lien entre ITE et LATE sous l'hypothèse de monotonie)** *Dans un modèle de Rubin respectant l'hypothèse SUTVA 1.3.1 et l'hypothèse 1.3.7 de monotonie, avec  $Z_i$  une variable instrumentale respectant l'hypothèse 1.3.5, l'effet local moyen du traitement et l'effet de l'intention de traiter sont reliés par l'égalité suivante :*

$$\Delta^{ITE} Y(z, w) = E[D_i(z) - D_i(w)] \Delta^{LATE} Y(z, w).$$

PREUVE : Sous l'hypothèse de monotonie, si  $D_i(z) \geq D_i(w)$ , on a  $Pr(D_i(z) - D_i(w) = 1) = Pr(D_i(z) \neq D_i(w))$  et  $Pr(D_i(z) - D_i(w) = -1) = 0$ . On a donc  $Pr(D_i(z) - D_i(w) = 1) = E[D_i(z) - D_i(w)]$ . Si  $D_i(z) \leq D_i(w)$ , on a  $Pr(D_i(z) - D_i(w) = -1) = Pr(D_i(z) \neq D_i(w))$  et  $Pr(D_i(z) - D_i(w) = 1) = 0$ . On a donc  $Pr(D_i(z) - D_i(w) = -1) = -E[D_i(z) - D_i(w)]$ . En appliquant ces deux résultats aux équations (1.3.1) et (1.3.2) du théorème 1.3.2, on obtient le résultat. ■

Le théorème 1.3.3 nous montre que sous l'hypothèse de monotonie, l'effet local moyen du traitement est du même signe que (resp. du signe opposé de) l'effet de l'intention de traiter si  $D_i(z) \geq D_i(w)$  (resp.  $D_i(z) \leq D_i(w)$ ). Nous avons vu (et nous le démontrons de manière plus formelle dans le chapitre 2) que l'effet de l'intention de traiter permet de choisir le niveau de  $Z_i$  dans un problème où l'on néglige les coûts de variation du niveau des instruments : on prendra la décision de fixer  $Z_i$  à  $z$  plutôt qu'à  $w$  si le signe de l'ITE est positif. Le théorème 1.3.3 permet de voir que le signe de l'effet local moyen du traitement sous l'hypothèse de monotonie n'est pas suffisant pour prendre cette décision. Il nous faut l'information supplémentaire du signe de  $E[D_i(z) - D_i(w)]$ . Le signe de l'effet

local moyen du traitement ne permet de prendre une décision (la même que le signe de l'ITE) sous l'hypothèse de monotonie que s'il est associé au signe de l'effet de  $Z_i$  sur la participation. Le LATE n'est donc pas pensé pour accompagner la décision publique. En outre, l'ITE permet de prendre la même décision en l'absence de l'hypothèse de monotonie. Au sens du chapitre 2, l'ITE a une pertinence causale supérieure : il permet de prendre une décision sous des hypothèses identifiantes plus faibles.

Aux yeux d'Imbens et Angrist (1994), le principal mérite de l'hypothèse de monotonie est de permettre d'interpréter l'estimateur des variables instrumentales défini en 1.3.3 comme une moyenne d'effets causals individuels :

**Théorème 1.3.4 (Identification de l'effet local moyen du traitement (Imbens et Angrist 1994))** *Dans le modèle de Rubin, si l'hypothèse SUTVA 1.3.1 est vérifiée et qu'il existe une variable instrumentale respectant l'hypothèse 1.3.5 ou 1.3.6 et ayant un effet uniforme sur la participation à la politique évaluée (i.e. si l'hypothèse de monotonie 1.3.7 est vérifiée), alors l'effet local moyen du traitement est identifié par l'estimateur de Wald :*

$$\Delta^{LATE} Y(z, w) = \Delta Y^W(z, w).$$

PREUVE : Sous l'hypothèse 1.3.4 d'exogénéité de  $Z_i$  par rapport aux autres déterminants de  $D_i$ , le théorème 1.2.1 permet d'identifier l'effet causal moyen de  $Z_i$  sur  $D_i$  :  $E[D_i(z) - D_i(w)] = E[D_i|Z_i = z] - E[D_i|Z_i = w] = Pr(D_i = 1|Z_i = z) - Pr(D_i = 1|Z_i = w)$ . En utilisant les résultats des théorèmes 1.3.1 et 1.3.3 et l'hypothèse 1.3.3 d'effet causal de  $Z_i$  sur  $D_i$  non nul, on obtient le résultat. On peut aussi obtenir le résultat en utilisant l'hypothèse 1.3.6 : pour cela, on utilise l'équation (1.3.7), qui est valable sous la condition (i) de l'hypothèse 1.3.6 (Imbens et Angrist 1994). La condition d'indépendance de  $Z_i$  par rapport à  $D_i(z)$  et la condition (ii) permettent d'identifier  $E[D_i(z) - D_i(w)]$ . Sous l'hypothèse de monotonie, on obtient le résultat. ■

Au stade de la définition du paramètre qu'ils recherchent, Imbens et Angrist (1994) choisissent donc de limiter les propriétés du modèle générant les données sur lequel ils travaillent, pour obtenir l'identification d'un paramètre interprétable comme une moyenne d'effets causals individuels. Ils confondent donc les étapes de définition et d'identification des paramètres d'intérêt distinguées par Heckman (2005b). Ce faisant, ils n'ajoutent aucune information, ne permettent pas de rendre le paramètre défini plus facile à interpréter, et ne permettent pas de prendre une décision supplémentaire.

### 1.3 L'effet local moyen du traitement

---

L'hypothèse de monotonie n'est donc qu'une astuce théorique utilisée pour pouvoir interpréter les données comme une moyenne d'effets causals individuels, sans aucune valeur ajoutée pour la décision publique. La restriction du modèle de Rubin avec variable instrumentale au modèle de Rubin avec variable instrumentale monotone est donc inutile pour la décision publique si son apport se limite à l'identification de l'effet local moyen du traitement. Heckman et Vytlacil (2005) montrent que cette hypothèse permet d'identifier l'effet moyen du traitement, l'effet moyen du traitement sur les traités et l'effet moyen du traitement sur les non traités. Elle permet donc de prendre plus de décisions que celles permises par l'effet local moyen du traitement.

Donc le paramètre d'effet local moyen du traitement n'a de sens pour la décision publique que grâce à son lien avec l'effet de l'intention de traiter, c'est-à-dire lorsque l'hypothèse de monotonie est réalisée. Dans ce cas et dans ce cas seulement le paramètre défini par Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) a pu être associé à une décision et être identifié (lorsqu'il est associé à l'effet causal de  $Z_i$  sur  $D_i$ ). Les résultats du chapitre 2 permettent par ailleurs de montrer que si le programme évalué n'est pas sans coût par rapport au programme de référence, le signe du paramètre d'effet local moyen du traitement ne permet plus de prendre de décision. Enfin, le paramètre d'effet local moyen du traitement n'est pas interprétable seul : il faut toujours lui associer une information supplémentaire sur la position relative de  $D_i(z)$  et  $D_i(w)$ . En effet, sans cette information, il est impossible de savoir s'il permet d'identifier l'effet de fixer  $Z_i$  à  $z$  par rapport à fixer  $Z_i$  à  $w$  ou l'effet opposé. Dans l'exemple de la conscription, l'effet local moyen du traitement permet de déterminer les conséquences d'avoir obtenu une position « haute » ( $Z_i = w$ ) ou basse ( $Z_i = z$ ) sur la liste des appelés. Mais tel qu'il est défini, l'effet local moyen du traitement ne permet pas de savoir si l'on mesure l'effet sur la variable de résultat de passer de  $z$  à  $w$  ou de  $w$  à  $z$ , alors que cette information est clairement définie dans l'effet de l'intention de traiter. L'effet local moyen du traitement ne peut être interprété qu'associé à l'effet causal moyen de  $Z_i$  sur  $D_i$ , c'est-à-dire si l'on sait si la plus grande proportion de participants est rencontrée lorsque  $Z_i = z$  ou lorsque  $Z_i = w$ . Sans cette information, le paramètre d'effet local moyen du traitement ne donne que l'effet de changer la valeur de l'instrument, sans que l'on puisse savoir dans quelle direction cet instrument a été changé.

Par ailleurs, Imbens et Angrist (1994) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996) prolongent leurs résultats en montrant qu'une combinaison d'effets locaux moyens du traitements peut être identifiée par l'estimateur des doubles moindres carrés. Dans ce cas, certains effets causals individuels peuvent être pondérés négativement (Imbens et Rubin 1997, Heckman, Urzua, et Vytlačil 2006) et il devient très difficile de faire un lien avec une décision quelconque. Nous n'y sommes pas parvenus dans le cadre du chapitre 2.

Il est enfin paradoxal que deux ensembles de conditions non équivalents (les hypothèses 1.3.5 d'Angrist, Imbens, et Rubin (1996) et 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994)) aient été énoncées pour permettre d'identifier l'effet local moyen du traitement. L'hypothèse 1.3.5 étant plus restrictive que l'hypothèse 1.3.6, pourquoi a-t-elle été énoncée. On a pu voir grâce au théorème 1.3.3 que l'effet local moyen du traitement n'a pu être relié à l'effet de l'intention de traiter que sous les conditions plus restrictives de l'hypothèse 1.3.5. Nous montrons dans la partie 1.4 que le fait que le LATE ne soit interprétable grâce à l'ITE que sous les conditions restrictives de l'hypothèse 1.3.5 est lié au fait que le modèle causal de Rubin avec variable instrumentale n'est équivalent à un modèle à équations simultanées dans lequel le LATE peut être associé à une intervention politique que sous ces conditions. Sous les conditions d'Imbens et Angrist (1994), il est impossible d'interpréter le LATE grâce à l'ITE : le LATE est identifié alors que l'ITE ne l'est pas. La légère différence entre les hypothèses 1.3.5 et 1.3.6 masque de larges différences en terme d'interprétation des paramètres définis. Ces différences apparaissent de manière flagrante lorsque l'on utilise les systèmes d'équations simultanées pour étudier les phénomènes abordés jusqu'ici avec le modèle à résultat potentiel de Rubin.

### 1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence

Le modèle à résultat potentiel peut être écrit dans le langage des modèles à équations simultanées. Ce modèle équivalent est appelé modèle de Roy (Heckman et Vytlačil 2005), ou de Roy-Quandt-Heckman. Cette écriture permet de comprendre les implications des paramètres définis pour la décision ainsi que de formuler simplement sous forme comportementale les hypothèses exprimées sous forme de restrictions sur les résultats potentiels. Grâce à cette écriture et à la notion de modification de Hurwicz, on peut interpréter le LATE comme évaluant l'effet d'une intervention. C'est ce qui est fait au chapitre 2. Si nous pouvons montrer que le modèle de Roy-Quandt-Heckman est formellement équivalent au modèle de Rubin (c'est-à-dire s'il génère les mêmes données observées et permet les mêmes opérations contrefactuelles), nous pourrions choisir parmi ces deux modèles celui qui permet la meilleure description de l'évaluation comme une décision.

Le résultat principal de cette section est le fait que les hypothèses de Imbens et Angrist (1994) ne sont pas suffisantes pour assurer l'équivalence entre modèle de Roy-Quandt-Heckman et modèle causal de Rubin, contrairement à ce qu'avance Vytlačil (2002). Le modèle causal de Rubin n'est équivalent au modèle de sélection que sous les hypothèses avancées par Angrist, Imbens, et Rubin (1996) : l'hypothèse de restriction d'exclusion est nécessaire en sus de l'hypothèse d'indépendance des résultats potentiels pour garantir ce résultat. On montre que sous les conditions de Imbens et Angrist (1994) le LATE peut-être défini, identifié et estimé sans être interprétable au sens du problème de décision qu'il peut permettre de résoudre.

Le modèle de sélection de Roy-Quandt-Heckman est tout d'abord présenté, ainsi que ses avantages pour la décision publique grâce aux notions d'autonomie et de modification de Hurwicz. L'équivalence entre modèle causal de Rubin sous les conditions de Imbens et Angrist (1994) et le modèle de Roy-Quandt-Heckman est ensuite étudiée. On montre que le modèle de Roy-Quandt-Heckman impose une restriction d'exclusion supplémentaire par rapport au modèle causal de Rubin sous les conditions de Imbens et Angrist (1994). Le résultat de Vytlačil (2002) n'est donc pas complet. On montre que sous les conditions de Imbens et Angrist (1994) le LATE est identifié mais n'a plus de sens pour l'évaluation et la décision. On montre enfin que sous les conditions de Angrist, Imbens, et Rubin (1996), le modèle causal de Rubin est équivalent au modèle de Roy-Quandt-Heckman.

### 1.4.1 Le modèle de Roy-Quandt-Heckman

Le modèle à équations simultanées appelé modèle de Roy, ou de Roy-Quandt-Heckman, ou modèle de sélection, est issu des travaux de Roy (1951) sur le choix du secteur d'activité par les individus sur la base de la comparaison des salaires qu'ils touchent dans les deux secteurs. La conséquence immédiate de ce modèle est que les salaires moyens dans les différents secteurs ne reflètent pas l'effet causal du secteur sur le salaire, mais plutôt la sélection des individus dans le secteur qui rémunère mieux leurs compétences observées et inobservées. Le modèle de Roy permet donc de conceptualiser l'allocation du traitement et l'origine du problème de sélection et d'inférence causale à partir d'une description du comportement des individus (Heckman et Honore 1990). Les travaux de Quandt (1958) ont permis de formaliser la notion de résultat potentiel sous la forme d'un modèle à équations simultanées à deux régimes : le résultat observé de l'individu dépend de la réalisation d'une variable dichotomique sélectionnant le régime réalisé. Enfin, Heckman (1979) a formulé, grâce à son modèle de sélection, le pendant microéconomique du modèle de Quandt qui était appliqué aux séries temporelles.

La version la plus générale de ce modèle prend la forme d'un système d'équations simultanées. Chaque équation décrit un phénomène et permet d'observer la réalisation d'une variable particulière.

Le modèle de Roy-Quandt-Heckman décrit la formation des variables observées suivantes :

- $Y_i$ , le résultat de l'individu  $i$  (par exemple son revenu, à valeurs dans  $\mathbb{R}^+$ ),
- $D_i$ , son état de participation à la politique, prenant la valeur 1 si l'individu bénéficie de la politique évaluée et la valeur 0 sinon,
- $X_i$ , un vecteur de variables réelles déterminant le résultat de individus (donc, dans le cas du salaire, leur niveau d'éducation, leur expérience...),
- $Z_i$ , un vecteur de variables déterminant uniquement la participation des individus à la politique évaluée (si c'est un programme de formation, ce sera la distance du domicile au lieu de formation, par exemple).

Les données observées peuvent donc être décrites par la fonction de distribution suivante :  $F_{Y,D,X,Z}$ .<sup>28</sup>

---

<sup>28</sup>On adopte ici une version close du modèle économétrique, au sens de Koopmans (1950) : toutes les équations générant les variables observées sont présentées. On ne distingue pas variables observées exogènes et endogènes : elles sont toutes endogènes. Il est usuel de qualifier d'exogènes les variables observées qui sont indépendantes des variables inobservées du modèle et de ne pas représenter la manière dont elles sont générées (c'est la version complète d'un modèle économétrique au sens de Koopmans (1950). Cette version n'est pas appropriée dans cette thèse, puisque les politiques publiques y seront mobilisées comme des interventions sur les équations générant ces variables considérées comme exogènes.



#### 1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence

---

Dans le modèle de Roy-Quandt-Heckman, des variables endogènes et exogènes inobservées entrent en jeu :

- $Y_i^1$ , une variable latente décrivant le résultat (niveau de revenu) d'un individu lorsqu'il a bénéficié du programme,
- $Y_i^0$ , une variable latente décrivant le niveau de revenu d'un individu lorsqu'il n'a pas bénéficié du programme,
- $D_i^*$ , une variable latente décrivant l'utilité nette que retire l'individu de sa participation au programme par rapport à sa non participation,
- $U_i^1$ , une variable inobservée déterminant le revenu de l'individu lorsqu'il a participé au programme,
- $U^0$ , une variable inobservée déterminant le revenu de l'individu lorsqu'il n'a pas participé au programme,
- $U_i^D$ , une variable inobservée déterminant l'utilité que l'individu retire de sa participation au programme (ses capacités cognitives, par exemple, peuvent le conduire à préférer participer pour tirer un bénéfice du programme),
- $\epsilon_i$ , un vecteur de variables inobservées déterminant le niveau des variables  $X_i$ ,
- $\eta_i$ , un vecteur de variables inobservées déterminant le niveau des variables observées  $Z_i$ .

Le modèle de Roy-Quandt-Heckman relie ces variables par l'intermédiaire de relations dont la valeur est connue, et de fonctions dont la valeur est inconnue. Ces fonctions sont les suivantes :

- $g^1$ , une fonction à valeurs dans  $\mathcal{Y}$ , le support de  $Y_i$ , décrivant le niveau de résultat (par exemple le revenu) d'un individu lorsqu'il a bénéficié du programme,
- $g^0$ , une fonction à valeurs dans  $\mathcal{Y}$  décrivant le niveau de résultat (par exemple de revenu) d'un individu lorsqu'il n'a pas bénéficié du programme,
- $g^D$ , une fonction à valeurs dans  $\mathbb{R}$  déterminant l'utilité que l'individu retire de sa participation au programme,
- $F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta}$ , la fonction de distribution des variables générées en dehors du modèle.

La seule restriction imposée sur les fonctions  $g^1, g^0, g^D$  est qu'elles soient continues et dérivables. La restriction imposée par le modèle de Roy généralisé à la fonction  $F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta}$  est l'indépendance des variables  $\epsilon$  et  $\eta$  :

$$F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta} = F_{U^1, U^0, U^D} F_{\epsilon} F_{\eta}, \quad (1.4.1)$$

avec  $F_{U^1, U^0, U^D}$ ,  $F_{\epsilon}$  et  $F_{\eta}$  des fonctions de distribution cumulatives.

Les relations connues entre les variables du modèle sont décrites par le système suivant :

$$Y_i = D_i Y_i^1 + (1 - D_i) Y_i^0 \quad (1.4.2)$$

$$Y_i^1 = g^1(X_i, U_i^1) \quad (1.4.3)$$

$$Y_i^0 = g^0(X_i, U_i^0) \quad (1.4.4)$$

$$D_i = 1 [D_i^* \geq 0] \quad (1.4.5)$$

$$D_i^* = g^{DS}(X_i, Z_i) - U_i^D \quad (1.4.6)$$

$$X_i = \epsilon_i \quad (1.4.7)$$

$$Z_i = \eta_i \quad (1.4.8)$$

$$Pr(U_i^1 \leq u^1, U_i^0 \leq u^0, U_i^D \leq u^D, \epsilon_i \leq e, \eta_i \leq n) = F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta}(u^1, u^0, u^D, e, n). \quad (1.4.9)$$

L'équation comptable (1.4.2) décrit la formation du résultat (revenu) de chaque individu. Celui-ci dépend de sa participation ou non à la politique évaluée (formation), selon un modèle *switching* de Quandt, qui rappelle le modèle à résultat potentiel. Si l'individu participe à la politique (au programme de formation), il obtient un résultat (salaire)  $Y_i^1$ . S'il ne participe pas, il obtient un résultat (salaire)  $Y_i^0$ . Le niveau de salaire dans chacun de ces états est déterminé par l'action de variables  $X_i$  observées et de variables inobservées  $U_i^0$  et  $U_i^1$ . Les fonctions inconnues  $g^1$  et  $g^0$  sont des fonctions de résultat (salaire, par exemple) : elles affectent à chaque individu un niveau de résultat (de salaire) en fonction de ses caractéristiques (observées ou non). Un individu, selon qu'il aura participé au programme ou non, verra son résultat (salaire) déterminé de manière différente : par la fonction  $g^1$  s'il a participé et par la fonction  $g^0$  s'il n'a pas participé. Ces fonctions différentes indiquent que le programme aura des effets différents selon les caractéristiques observées de l'individu : par exemple, l'impact du programme sur le salaire de l'individu peut être d'autant plus élevé que l'individu est éduqué. L'impact du traitement varie aussi selon les caractéristiques inobservées de l'individu (capacités cognitives et non cognitives) : un individu intrinsèquement plus motivé profitera plus de la formation, et pourra obtenir un salaire plus élevé, ou aura plus de chances de retrouver un travail.

$D_i$  désigne la participation de l'individu à la formation : la fonction  $1(.)$  prend la valeur 1 si l'utilité de la participation est positive et la valeur zéro sinon. L'utilité retirée de la participation  $D_i^*$  est mesurée par la fonction  $g^{DS}$  pour les influences observables par l'économètre et par  $U_i^D$  pour les influences inobservables. Les variables  $Z_i$  sont des déterminants spécifiques de la participation, mais pas du résultat. Elles déterminent le coût de la formation pour l'individu, sans affecter son niveau

## 1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence

---

de salaire.  $U_i^D$  est une variable inobservée déterminant la participation de l'individu au programme : elle résume les coûts et les gains inobservés de la participation.  $D_i^*$  est générée par une fonction séparable dans le terme d'erreur. Dans le chapitre 2 on présente un modèle avec une fonction d'utilité non séparable dans les inobservables. Cette propriété de séparabilité est cruciale pour démontrer l'équivalence entre le modèle de Rubin avec variable instrumentale et le modèle de Roy : elle est équivalente à l'hypothèse de monotonie (Vytlacil 2002, 2006).

Les variables observées  $X_i$  et  $Z_i$  sont souvent qualifiées d'exogènes : la restriction (1.4.1) et les équations (1.4.7) et (1.4.8) impliquent qu'elles sont distribuées indépendamment des variables inobservées. C'est une restriction généralement acceptée dans la formalisation du modèle de Roy-Quandt-Heckman. Il n'est pas habituel de faire apparaître les équations générant les variables exogènes à partir des variables inobservées. Nous verrons néanmoins par la suite que ces équations sont fondamentales pour appliquer la notion d'autonomie et de modification.

### 1.4.2 Des résultats potentiels aux équations structurelles grâce aux notions de modification et d'autonomie

Les notions d'autonomie (Frisch 1995) et de modification (Hurwicz 1962) permettent de formaliser la manière dont ce système d'équations permet de générer des résultats potentiels et des situations contrefactuelles. En effet, a priori, rien ne nous permet d'affirmer que le système d'équations décrivant le modèle de Roy-Quandt-Heckman permet de « faire de la causalité », c'est-à-dire de prédire les conséquences de modifications.

La notion de modification de Hurwicz est définie plus rigoureusement dans le chapitre 2. On se contentera de la notion suivante : une modification d'un modèle à équations simultanées est une application qui associe à chaque modèle un nouveau modèle dans lequel les variables et les fonctions inconnues sont combinées d'une manière différente. Par exemple, la modification de Hurwicz consistant à supprimer le programme est écrite de la manière suivante :

$$\phi^0 : (D_i = 1 [D_i^* \geq 0] \rightarrow D_i = 0). \quad (1.4.10)$$

La modification  $\phi^0$  définie dans l'équation (1.4.10) associe au modèle de Roy un modèle alternatif dans lequel l'équation de participation est remplacée par une équation affectant l'ensemble des individus à la non participation. Les autres équations ne sont pas affectées par la modification, c'est pour cela qu'elles ne sont pas représentées. Cette modification de Hurwicz est une manière de modé-

liser la suppression de la politique évaluée. Comme on le montre dans le chapitre 2, la comparaison de l'état social atteint dans le modèle de Roy avec l'état social atteint dans le modèle de Roy modifié par (1.4.10) permet d'évaluer le programme en place par rapport à son absence. On montre que l'effet moyen du traitement sur les traités est le paramètre permettant de prendre cette décision si la fonction de valorisation sociale est indifférente aux inégalités.

Pour réaliser ces comparaisons, nous devons faire l'hypothèse *a priori* que les équations qui ne subissent pas de modification restent stables et nous permettent de continuer à prédire les résultats réalisés. Comme l'avait déjà compris Hurwicz (1962), un système d'équations structurelles n'a de sens causal que s'il est accompagné de l'ensemble des modifications sous lesquelles il reste stable. Ces dernières ne sont que rarement explicitées.

Un moyen simple d'encoder de la stabilité dans un système d'équations est la notion d'autonomie développée par Frisch (1995) (voir aussi Haavelmo (1943, 1944)) : on dira qu'une équation est autonome par rapport à une autre si une modification de celle-ci n'entraîne aucune modification de celle-là. Il est impossible de tester l'autonomie d'un modèle à équations structurelles à partir de sa seule formulation. Le degré d'autonomie d'un système est une restriction *a priori* sur l'ensemble des modifications possibles. Elle ne peut se déduire qu'à partir d'un modèle plus large, stable pour un plus grand nombre de modifications. On peut par exemple montrer que l'équation déterminant l'utilité de la participation (1.4.6) n'est sans doute pas autonome des équations de résultats potentiels (1.4.3) et (1.4.4). En effet, dans un modèle où les individus sont libres de participer à la politique évaluée et où  $Y_i$  mesure le salaire de l'individu  $i$ , on peut poser que les individus choisissent de participer au programme si le gain en salaire qu'ils obtiennent après avoir suivi le programme ( $Y_i^1 - Y_i^0$ ) est supérieur au coût de participer au programme (coûts de déplacement, revenus perdus...) mesuré par la fonction  $c(Z_i, V_i)$ , avec  $Z_i$  les déterminants observés des coûts et  $V_i$  les déterminants inobservés (Heckman et Vytlačil 2005) :

$$D^* = Y_i^1 - Y_i^0 - c(Z_i, V_i) \quad (1.4.11)$$

$$= g^{DS}(X_i, Z_i) - U_i^D, \quad (1.4.12)$$

avec l'hypothèse simplificatrice de séparabilité des fonctions de salaire et de coût dans leurs termes d'erreur ( $g^d(X_i, U_i^d) = f^d(X_i) + U_i^d$  et  $c(Z_i, V_i) = l(Z_i) - V_i$ ) et  $U_i^D$  une variable aléatoire inobservée mesurant les coûts inobservés nets de la participation au programme ( $U_i^D = V_i + U_i^0 - U_i^1$ ).

#### 1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence

---

La fonction  $g^{DS}$  mesurant l'utilité nette de participer au programme telle que déterminée par les variables observables est en réalité composée de trois fonctions décrivant les gains et les coûts de participation au programme ( $g^{DS}(X_i, Z_i) = f^1(X_i) - f^0(X_i) - l(Z_i)$ ). L'équation de participation telle que décrite par (1.4.12) n'est donc pas autonome par rapport aux équations de résultat potentiel (1.4.3) et (1.4.4) : on parle de « forme réduite » dans le vocabulaire économétrique. L'équation de participation (1.4.11) exprimée en fonction des résultats potentiels est autonome par rapport aux équations de résultat potentiel : on dit qu'elle est « structurelle ». La propriété d'autonomie permet de clarifier la notion de structuralité en rappelant un résultat déjà mis en avant par Hurwicz (1962) : une équation est structurelle par rapport à un jeu de modifications donné.

L'existence ou l'absence d'autonomie entre des équations est cruciale pour la fonction d'évaluation ou de prédiction des conséquences d'une modification. Un système dans lequel certaines équations (dites « réduites ») ne sont pas autonomes par rapport aux autres (dites « structurelles ») ne permet pas d'étudier les conséquences de modification des équations structurelles (Haavelmo 1943, 1944). Par exemple, la modification consistant à affecter un salaire nul aux individus ne participant pas au programme ne peut pas être étudiée avec le modèle de Roy-Quandt-Heckman dont l'équation de participation est écrite sous forme réduite (1.4.12). En effet, cette équation n'est pas autonome par rapport aux équations de résultat potentiel. Dans le modèle modifié, elle prédirait des choix de participation faux, puisque ne prenant pas en compte le fait que les individus savent qu'ils auront un salaire nul s'ils ne participent pas à la politique. Par contre, l'utilisation d'un modèle structurel dans lequel l'équation de participation (1.4.11) est autonome par rapport aux équations de salaires potentiels permet d'étudier une telle modification. On dira que le modèle dans lequel l'équation de participation est sous la forme réduite (1.4.12) n'est pas stable par rapport aux modifications affectant les équations de résultat potentiel. Le modèle dans lequel l'équation de participation est sous la forme structurelle (1.4.11) est en revanche stable par rapport à ces modifications. Comme l'avait bien compris Hurwicz (1962), l'autonomie, la structuralité et la stabilité sont des propriétés relatives à un ensemble donné de modifications.

Le modèle de Roy-Quandt-Heckman défini dans la section 1.4.1 n'est donc pas stable pour certaines modifications, parce que certaines de ses équations ne sont pas définies structurellement, de manière à être autonome par rapport à d'autres équations. Néanmoins, nous allons faire l'hypothèse que ce modèle est stable pour l'ensemble des modifications possibles hormis celles affectant les résultats potentiels (1.4.3) et (1.4.4). Il est notamment stable pour les modifications affectant l'allocation

tion du bénéfice de la politique entre les individus et le niveau des variables  $Z_i$  déterminant le coût de participation. Sous ces hypothèses, on peut étudier les conséquences d'un grand nombre de modifications (chapitre 2). Auparavant, il faut pouvoir déterminer si le modèle de Roy est une représentation équivalente au modèle causal de Rubin avec variable instrumentale.

### **1.4.3 Les modèles de Rubin et de Roy-Quandt-Heckman : un résultat d'équivalence**

On dira que le modèle de Roy-Quandt-Heckman est équivalent au modèle de Rubin s'il génère les mêmes phénomènes observés et permet les mêmes opérations contrefactuelles (Vytlačil 2002). Si c'est le cas, le modèle de Roy-Quandt-Heckman sera préféré au modèle de Rubin puisqu'il donne la possibilité d'interpréter les données observées comme résultat de l'interaction de plusieurs phénomènes autonomes et qu'il permet d'introduire la notion de modification de Hurwicz, indispensable à l'approche de description de l'évaluation comme décision présentée dans le chapitre 2. Vytlačil (2002) a présenté un résultat d'équivalence entre les deux modèles, mais ce résultat s'avère incomplet : il ne concerne que les équations de sélection (1.4.5) et (1.4.6) et de fixation du niveau des instruments (1.4.8). Lorsque l'ensemble des deux modèles est pris en compte, on montre qu'ils ne sont pas équivalents sous l'hypothèse 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994). On montre que le résultat d'équivalence est complet lorsque la condition de restriction d'exclusion 1.3.2 de Angrist, Imbens, et Rubin (1996) est vérifiée (c'est-à-dire sous l'hypothèse 1.3.5). Cette absence d'équivalence pose un problème pour l'interprétation du LATE comme un paramètre pouvant orienter le choix d'une politique.

#### **1.4.3.1 Le résultat d'équivalence de Vytlačil (2002)**

Vytlačil (2002) a montré un résultat d'équivalence entre le modèle causal de Rubin sous les hypothèses de monotonie et d'indépendance 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994) et un modèle de sélection à variable latente équivalent aux équations autonomes (1.4.5), (1.4.6) et (1.4.8). Vytlačil (2002) définit le modèle de sélection à variable latente de la manière suivante :

**Définition 1.4.1 (Modèle de sélection à variable latente (Vytlačil 2002))** *Un modèle de sélection à variable latente est tel qu'il existe une fonction  $v$  de  $\mathcal{Z}$  dans  $\mathbb{R}$  telle que  $D_i(z) = 1 \left[ v(z) \geq U_i^D \right]$  avec :*

- (i)  $v(z)$  une fonction mesurable et non triviale de  $z$ ,
- (ii)  $Z_i \perp\!\!\!\perp (U_i^D, Y_i^0, Y_i^1)$ ,

avec  $D_i(z)$  l'état de participation de l'individu  $i$  lorsque la variable  $Z_i$  est fixée à  $z$ .

## 1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence

---

L'ensemble des résultats de Vytlacil (2002) est démontré conditionnellement à  $X_i = x$ . Donc la fonction  $\nu(z)$  est égale à la valeur de la fonction  $g^{DS}(x, z)$  pour chaque valeur de  $x$  donnée. Le modèle de sélection latente de Vytlacil (2002) défini en 1.4.1 est équivalent aux équations (1.4.5), (1.4.6) et (1.4.8) sous l'hypothèse d'autonomie. En effet, l'autonomie de (1.4.5) et (1.4.6) par rapport à (1.4.8) garantit que fixer  $Z_i$  à une valeur  $z$  donnée définit la variable de participation telle que  $D_i(z) = 1[\nu(z) \geq U_i^D]$ . Vytlacil (2002) définit par ailleurs le résultat observé comme la réalisation de l'un parmi deux résultats potentiels en fonction de la valeur que prend la variable  $D_i$  (équation (1.4.2)). Vytlacil (2002) ne définit par contre pas la manière dont ces résultats potentiels sont formés (équations (1.4.3) et (1.4.4)).

Le résultat principal de Vytlacil (2002) est la démonstration que les hypothèses d'indépendance et de monotonie 1.3.6 de Imbens et Angrist (1994) impliquent qu'il est possible de représenter le choix de participation à la politique évaluée comme un modèle de sélection à variable latente défini en 1.4.1. Le résultat réciproque étant évident (le modèle de sélection à variable latente défini en 1.4.1 respecte de manière triviale les hypothèses 1.3.6 de Imbens et Angrist (1994)), Vytlacil (2002) peut en conclure que le modèle de sélection à variable latente défini en 1.4.1 est équivalent au modèle causal de Rubin sous les conditions de Imbens et Angrist (1994) : « *The LATE conditions and the selection model impose exactly the same restrictions on  $(Z_i, Y_i^1, Y_i^0, \{D_i(z)\}_{z \in \mathcal{Z}})$ . The LATE conditions and the selection model are not only indistinguishable based on observational data, but they cannot be distinguished based on any hypothetical intervention or experiment. The two models are equivalent.* »

### 1.4.3.2 Le modèle de Roy n'est pas équivalent au modèle causal de Rubin sous les hypothèses d'indépendance et de monotonie

Le résultat de Vytlacil (2002) n'est valable que pour la partie « sélection » du modèle de Roy (équations (1.4.5), (1.4.6) et (1.4.8)). Nulle part les équations de formation des résultats potentiels ne sont présentées. Cela implique que Vytlacil (2002) omet d'examiner les conséquences de certaines interventions hypothétiques ou modifications dans les deux modèles, notamment les conséquences de modifications affectant le niveau des instruments  $Z_i$  (équation 1.4.8) sur le niveau des résultats potentiels.

La caractéristique structurelle majeure du modèle de Roy-Quandt-Heckman que l'on retrouve dans l'ensemble des travaux l'utilisant<sup>29</sup> est la restriction d'exclusion imposant l'absence d'influence

---

<sup>29</sup>Voir notamment l'ensemble des travaux de Heckman et de ses coauteurs (Heckman et Robb 1985a, Heckman et Robb 1985b, Heckman et Robb 1986, Heckman 1989, Heckman 1990, Heckman 1996b, Heckman 1996a, Heckman 1997, He-

directe de  $Z_i$  sur les résultats potentiels. Cette restriction est matérialisée par l'absence de la variable  $Z_i$  dans les équations de résultat potentiel (1.4.3) et (1.4.4) et par l'hypothèse d'autonomie de ces équations par rapport à l'équation (1.4.8) fixant le niveau des déterminants  $Z_i$  de la participation.

Vytlacil (2002) n'a pas examiné si cette caractéristique du modèle de Roy-Quandt-Heckman était « contenue » dans le modèle de Rubin avec les hypothèses 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994). Pour démontrer complètement l'équivalence entre modèle de Rubin et modèle de Roy, il faudrait pouvoir montrer que seul un modèle de Roy présentant une restriction d'exclusion respecte l'ensemble des hypothèses 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994). Avant de tenter cet exercice, on peut essayer de voir s'il n'existe pas un exemple de modèle à équations simultanées proche du modèle de Roy, ne respectant pas la condition de restriction d'exclusion 1.3.2 mais respectant les hypothèses 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994). Si un tel modèle existe, nous pourrions ensuite déterminer s'il implique des restrictions sur les données observées ou sur les conséquences d'interventions incompatibles avec le modèle de Roy tel que nous l'avons présenté ici.

Dans cette section, nous montrons qu'un tel modèle existe et qu'il est incompatible avec le modèle de Roy-Quandt-Heckman. Le modèle causal de Rubin sous les conditions d'indépendance et de monotonie et le modèle de Roy-Quandt-Heckman ne sont donc pas équivalents. L'intuition de ce résultat est très simple : la condition d'indépendance (i) de l'hypothèse 1.3.6 n'impose aucune restriction sur les conséquences de modifications du niveau des instruments  $Z_i$  sur les résultats potentiels. Sous cette condition, il est possible qu'un effet causal direct de  $Z_i$  sur  $Y_i^1$  et  $Y_i^0$  existe, alors qu'il ne peut exister dans le modèle de Roy-Quandt-Heckman. L'indépendance est une restriction trop faible : elle peut être produite par un modèle dans lequel l'effet causal direct de  $Z_i$  sur les résultats potentiels existe mais est masqué. Dans un tel modèle, le LATE existe et peut être estimé, mais il ne peut être interprété comme l'effet causal d'une modification, puisqu'il n'est plus équivalent au paramètre d'intention de traiter. Le paramètre d'intention de traiter n'est d'ailleurs plus identifié par la différence moyenne des résultats potentiels à deux niveaux de la variable instrumentale.

---

ckman et Smith 1998, Heckman et Vytlacil 1998, Heckman, LaLonde, et Smith 1999, Heckman et Vytlacil 1999, Heckman et Vytlacil 2000, Carneiro, Hansen, et Heckman 2001, Heckman 2001, Heckman, Tobias, et Vytlacil 2001, Heckman et Vytlacil 2001, Carneiro, Hansen, et Heckman 2003, Heckman, Tobias, et Vytlacil 2003, Florens, Heckman, Meghir, et Vytlacil 2004, Heckman et Navarro-Lozano 2004, Aakvik, Heckman, et Vytlacil 2005, Cunha, Heckman, et Navarro-Lozano 2005, Heckman 2005b, Heckman et Vytlacil 2005, Heckman, Urzua, et Vytlacil 2006, Heckman et Navarro 2007).



#### 1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence

---

Un modèle à équations simultanées respectant les conditions 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994) mais ne respectant pas la restriction d'exclusion 1.3.2 peut s'obtenir en modifiant légèrement les équations de résultats potentiels (1.4.3) et (1.4.4) du modèle de Roy de la manière suivante :

$$Y_i^1 = g^1(X_i, U_i^1) + k^1 Z_i - k^1 \eta_i \quad (1.4.13)$$

$$Y_i^0 = g^0(X_i, U_i^0) + k^0 Z_i - k^0 \eta_i, \quad (1.4.14)$$

avec  $k^1$  et  $k^0$  deux constantes réelles.

Ces deux équations structurelles, combinées à l'équation structurelle déterminant le niveau des instruments (1.4.8), impliquent les équations du modèle de Roy comme forme réduite. Donc la condition (i) de l'hypothèse 1.3.6 d'indépendance entre les résultats potentiels  $Y_i^0$  et  $Y_i^1$  et la variable  $Z_i$  est vérifié. Mais ce résultat n'est pas obtenu parce que  $Z_i$  n'a aucun effet causal sur les résultats potentiels, mais parce que l'effet causal de  $Z_i$  sur les résultats potentiels est masqué par l'action de direction parfaitement opposée qu'a  $\eta_i$ , le déterminant de  $Z_i$ , sur les résultats potentiels. Toutes les autres propriétés du modèle de Roy sont respectées par ce modèle alternatif : le choix de participer est toujours déterminé par une équation de participation séparable dans le terme d'erreur autonome par rapport à l'équation de fixation de niveau des instruments. La restriction de monotonie est donc respectée. Le modèle de Roy modifié par les équations (1.4.13) et (1.4.14) respecte donc les conditions de l'hypothèse 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994).

Pour mettre complètement en défaut le résultat d'équivalence entre modèle de Roy et modèle causal de Rubin sous les conditions de l'hypothèse 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994), il reste à démontrer que le modèle modifié dont les équations de résultat sont décrites par (1.4.13) et (1.4.14) a des implications différentes du modèle de Roy, que cela soit dans le type de données générées (auquel cas la différence entre les modèles pourrait être tranchée de manière empirique) ou plus généralement dans le type de situations contrefactuelles générées. Il ne peut y avoir entre ces deux modèles de différence observée, puisque l'un (le modèle de Roy) est la forme réduite de l'autre (le modèle modifié).

Ces deux modèles ont par contre des implications causales différentes : les conséquences de la modification de la valeur des instruments sont tout à fait distinctes dans les deux modèles. Pour s'en rendre compte, il suffit de comparer les conséquences de la modification consistant à affecter à tous les individus la même valeur  $z$  de l'instrument :

$$\phi^z : (Z_i = \eta_i \rightarrow Z_i = z). \quad (1.4.15)$$

Nous mesurons la conséquence de cette modification en comparant la valeur du résultat potentiel de l'individu  $i$  en présence de la politique ( $Y_i^1$ ) dans le modèle original et dans le modèle modifié par  $\phi^z$ . Cette comparaison pourrait-être notée  $\Delta^z Y_i^1 = Y_i(1, z) - Y_i(1)$  dans le langage des résultats potentiels.

Dans le modèle de Roy-Quandt-Heckman, la différence est évidemment nulle, puisque la modification n'affecte pas le résultat potentiel. On a donc  $\Delta^z Y_i^1 = 0$  dans le modèle de Roy-Quandt-Heckman : les variables instrumentales n'ont pas d'effet causal direct sur les résultats potentiels.

Dans le modèle décrit par les équations (1.4.13) et (1.4.14), la différence n'est pas nulle, puisque l'on a :  $\Delta^z Y_i^1 = k^1(z - \eta_i)$ , qui est différent de zéro pour au moins un individu  $i$  dès que  $\eta_i$  a un support qui s'étend à plus d'un point.

Donc le modèle de Roy-Quandt-Heckman et le modèle modifié décrit par les équations (1.4.13) et (1.4.14) respectent tous deux les contraintes d'Imbens et Angrist (1994) mais ne sont pas équivalents en terme de prédictions contrefactuelles. On a donc démontré que le modèle de Roy et les conditions d'Imbens et Angrist (1994) n'étaient pas équivalents :

**Proposition 1.4.1 (Nonéquivalence du modèle de Roy et des conditions d'Imbens et Angrist (1994))**

*Le modèle de Roy-Quandt-Heckman n'est pas équivalent au modèle causal de Rubin avec variables instrumentales tel que décrit par les conditions de l'hypothèse 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994).*

## 1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence

### 1.4.3.3 Interprétation de l'absence d'équivalence pour la signification du LATE

Nous avons vu dans la section 1.3 que sous les hypothèses 1.3.5 d'Angrist, Imbens, et Rubin (1996) et de monotonie 1.3.7, le LATE associé à l'effet causal de l'instrument sur la participation avait le même signe que le paramètre d'intention de traiter (ITE). On peut donc prendre, grâce au LATE (et au signe de l'effet causal de  $Z_i$  sur  $D_i$ ), la même décision qu'avec l'ITE, si l'on néglige les coûts des options envisagées. Sous ces conditions, le LATE permet donc de fixer le niveau des variables influençant la participation au niveau  $z$  ou au niveau  $w$  (voir chapitre 2).

Sous les seules conditions de l'hypothèse 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994), le LATE peut-être défini, identifié et estimé, mais ne peut plus être interprété comme permettant de faire le même choix que l'ITE. En effet, on peut montrer que le paramètre d'intention de traiter dans le modèle de Roy, noté  $\Delta_{Roy}^{ITE}(z, w)$ , est différent du paramètre d'intention de traiter, mesurant la valeur de la même intervention, dans le modèle de Roy-Quandt-Heckman modifié par les équations (1.4.13) et (1.4.14), noté  $\Delta_Z^{ITE}(z, w)$ .

**Proposition 1.4.2 (ITE dans le modèle de Roy modifié)** *Le paramètre d'intention de traiter dans le modèle de Roy modifié par les équations (1.4.13) et (1.4.14) n'est pas égal au paramètre d'intention de traiter dans le modèle de Roy. On a en effet :*

$$\Delta_Z^{ITE}(z, w) = \Delta_{Roy}^{ITE}(z, w) + k^0(w - z) + (k^1 - k^0) \left( zE[D_i(z)] - wE[D_i(w)] - E[\eta_i] (E[D_i(w)] - E[D_i(z)]) \right) \quad (1.4.16)$$

PREUVE :

$$\Delta_Z^{ITE}(z, w) = E[Y_i(z, D_i(z)) - Y_i(w, D_i(w))] \quad (1.4.17)$$

$$= E[Y_i^0(z) - Y_i^0(w)] + E[(Y_i^1(z) - Y_i^0(z))D_i(z) - (Y_i^1(w) - Y_i^0(w))D_i(w)] \quad (1.4.18)$$

$$= k^0(w - z) + E[(Y_i^1 - Y_i^0)(D_i(z) - D_i(w))] + (k^1 - k^0)E[D_i(z)(z - \eta_i) - D_i(w)(w - \eta_i)]. \quad (1.4.19)$$

L'équation (1.4.17) est issue de la définition de l'ITE 1.3.1. L'équation (1.4.18) est issue de l'équation du résultat observé (1.4.2) dans le modèle de Roy. L'équation (1.4.19) est issue de la formulation des équations de résultat dans le modèle de Roy modifié par les équations (1.4.13) et (1.4.14). Le résultat de la proposition se déduit de l'indépendance de  $D_i(z)$  et  $\eta_i$  et de l'équation (1.3.5) démontrant

l'égalité de l'ITE dans le modèle de Roy au second terme du membre de droite de l'équation. ■

Il est simple de voir que le LATE dans le modèle modifié est identique au LATE dans le modèle de Roy-Quandt-Heckman. Donc, le LATE (associé à l'effet causal de  $Z_i$  sur  $D_i$ ) ne peut plus être interprété comme permettant le même choix que l'ITE dans le modèle de Roy modifié. Sous les conditions de l'hypothèse 1.3.6 d'Imbens et Angrist (1994), aucune interprétation du LATE comme correspondant à une intervention politique faisable n'est possible. Le LATE mesure dans ce modèle l'effet du traitement sur les individus qui changent d'état de participation à la politique lorsque les déterminants de la participation sont fixés à  $z$  et à  $w$ , et que simultanément les déterminants inobservés de ces déterminants de la participation sont modifiés dans le même sens. Dans le modèle de Roy modifié par les équations (1.4.13) et (1.4.14), le LATE permet donc d'évaluer une intervention sur les déterminants inobservés des déterminants de la participation. Comme ils sont inobservés, ils ne peuvent être manipulés. Le LATE est donc ininterprétable comme évaluant une intervention réalisable dans ce modèle. Une formalisation des déterminants de  $Z_i$  est nécessaire pour pouvoir l'interpréter.

### 1.4.3.4 Le modèle de Roy-Quandt-Heckman et les conditions d'indépendance et de restriction d'exclusion : un résultat d'équivalence complet

Nous avons donc vu que le modèle de Roy-Quandt-Heckman tel qu'il est habituellement formulé et le modèle de Rubin avec une variable instrumentale respectant les conditions d'Imbens et Angrist (1994) ne sont pas équivalents. Les propriétés supplémentaires du modèle de Rubin respectant les conditions de l'hypothèse 1.3.5 d'Imbens et Angrist (1994) ne sont pas très attractives : l'absence de restriction d'exclusion rend délicate l'interprétation du paramètre qu'il permet d'identifier.

Il nous reste donc à examiner si un résultat d'équivalence existe malgré tout entre le modèle de Roy et le modèle de Rubin avec variable instrumentale sous des conditions différentes. On peut montrer que le modèle de Roy est équivalent au modèle de Rubin avec variable instrumentale respectant les conditions de l'hypothèse 1.3.5 de Angrist, Imbens, et Rubin (1996), c'est-à-dire d'indépendance, de monotonie et de restriction d'exclusion :

**Théorème 1.4.1 (Équivalence entre le modèle de Roy et le modèle de Rubin)** *Le modèle de Roy-Quandt-Heckman et le modèle de Rubin avec une variable instrumentale respectant les hypothèses 1.3.5 de Angrist, Imbens, et Rubin (1996) et de monotonie 1.3.7 sont complètement équivalents : ils génèrent les mêmes données observées et permettent les mêmes opérations contrefactuelles.*

#### 1.4 Du modèle de Rubin au modèle de Roy : un résultat d'équivalence

---

PREUVE : Vytlacil (2002) a déjà démontré l'équivalence entre la partie « sélection » du modèle de Roy et les hypothèses de monotonie et d'indépendance. Le modèle de Roy implique la propriété de restriction d'exclusion grâce à l'autonomie des équations de résultat potentiel par rapport à l'équation de fixation des valeurs des variables instrumentales. Il reste à prouver que l'on peut trouver deux fonctions  $g^1$  et  $g^0$  et deux variables aléatoires  $U_i^1$  et  $U_i^0$  telles que pour chaque  $x$  du support de  $X_i$ , on ait :  $Y_i^1 = g^1(x, U_i^1)$  et  $Y_i^0 = g^0(x, U_i^0)$ , avec  $Y_i^1$  et  $Y_i^0$  les résultats potentiels générés par le modèle de Rubin. Si l'on choisit  $g^1$  et  $g^0$  deux fonctions inversibles dans leur second argument, on a le résultat immédiat suivant :  $U_i^1 = g^{1-1}(Y_i^1, x)$  et  $U_i^0 = g^{0-1}(Y_i^0, x)$ . Enfin, la restriction d'exclusion du modèle de Rubin implique l'autonomie des équations de résultat potentiel par rapport à l'équation fixant le niveau des instruments, ce qui complète la preuve. ■

Il est donc possible d'utiliser le modèle de Roy-Quandt-Heckman pour effectuer les mêmes opérations contrefactuelles que le modèle causal de Rubin. Le chapitre 2 montre que cette formalisation permet de poser le problème d'évaluation comme un problème de décision et de dériver rigoureusement les paramètres à identifier pour chacun des problèmes posés.

## 1.5 Un bilan des apports du courant de recherche basé sur les résultats potentiels

### 1.5.1 Les apports et les limites de l'approche de Rubin

#### 1.5.1.1 Les apports de l'approche de Rubin

L'approche utilisant les résultats potentiels a permis d'énormes avancées dans l'étude de la causalité. Elle a permis de remettre la recherche de la causalité au centre des préoccupations des chercheurs et évaluateurs. Elle n'y est pas parvenue seule, puisque les avancées de la communauté des économètres avaient déjà commencées. C'est néanmoins en se confrontant aux pratiques de la causalité par les résultats potentiels que les économètres ont pu développer plus avant leur réflexion. A ce sujet, les fréquentes confrontations de James Heckman avec Rubin ou d'autres statisticiens sont révélatrices à la fois de l'évolution de sa position qu'a permis l'approche de Rubin et des invariants qui structurent la réflexion de cette thèse.<sup>30</sup> L'apport fondamental de ce courant de recherche est l'intérêt manifesté pour l'absence d'hypothèses paramétriques, permettant de mettre en évidence l'hétérogénéité des gains au traitement (bien que cette étude ait été entamée par Bjorklund et Moffitt (1987) dans un contexte paramétrique). Enfin, la compréhension des estimateurs des variables instrumentales sous l'hypothèse de monotonie s'est avérée fondamentale pour faire émerger la notion de variable instrumentale locale (Heckman et Vytlacil 1999). En effet, si l'hypothèse de monotonie n'apporte rien en permettant d'interpréter l'effet local moyen du traitement comme une moyenne d'effets causals individuels, elle permet d'identifier et d'estimer de nombreux autres paramètres pertinents politiquement (l'effet moyen du traitement, l'effet moyen du traitement sur les traités et les non traités).

#### 1.5.1.2 Les limites de l'approche de Rubin

Les limites de l'approche de Rubin ont été listées au fur et à mesure du texte. Pour les résumer, nous avons vu que :

- Le modèle à résultats potentiels est rapidement dépassé par le nombre de résultats potentiels à envisager lorsque le nombre de variables à prendre en compte augmente.

---

<sup>30</sup>On peut se référer par exemple aux commentaires suivant l'article d'Heckman et Robb (1986), au commentaire de Heckman sur l'article d'Angrist, Imbens, et Rubin (1996) (Heckman 1996a) et aux échanges entre Heckman et Imbens et Angrist sur l'interprétation des variables instrumentales (Heckman 1997, Angrist et Imbens 1999b, Heckman 1999) et aux échanges entre Heckman (2005a) et (Sobel 2005).

## 1.5 Un bilan des apports du courant de recherche basé sur les résultats potentiels

---

- Le modèle causal de Rubin ne prend que très difficilement en compte les variables inobservées, et ne permet pas de les décrire.
- Le modèle causal de Rubin ne permet pas de décrire les données observées comme une combinaison de phénomènes autonomes. Il ne permet donc pas d'étudier les conséquences de modifications de ce système dues à des interventions de politique. Il ne permet pas non plus de définir des paramètres de traitement pertinents pour la décision à prendre. La définition des paramètres est faite sur la base des processus d'identification et non de la décision à prendre. L'objectif est d'obtenir un paramètre interprétable comme une moyenne d'effets causaux individuels, quel que soit l'usage que l'on puisse en faire.
- Les restrictions impliquées par les hypothèses du modèle causal de Rubin ne sont pas traduisibles en termes comportementaux. Par exemple, il est difficile de justifier l'hypothèse d'ignorabilité sans une idée a priori du phénomène économique qui a conduit à la sélection des unités traitées. De même, les implications de l'hypothèse de monotonie ne sont pas aisées à comprendre en dehors de quelques exemples simples.

L'écriture du modèle de Rubin comme un modèle à équations simultanées permet de résoudre ces problèmes.

### 1.5.2 Un petit aperçu de l'histoire des variables instrumentales

Le cas des variables instrumentales est emblématique de la citation de Pearl (2000) placée en exergue de ce chapitre : la méthode des variables instrumentales a été découverte dans le cadre des modèles à équations structurelles par Wright (1921) dans le contexte de l'estimation des paramètres de courbe d'offre et de demande à partir de l'observation des équilibres de marché.<sup>31</sup> Dans deux articles fondateurs de la pratique économétrique, Haavelmo (1943, 1944) met en évidence le problème d'identification dû à l'existence de l'équilibre offre/demande et montre qu'il est conscient qu'une restriction d'exclusion de type de celles utilisées par Imbens et Angrist (1994) est essentielle pour identifier les paramètres recherchés, mettre en évidence l'effet causal du prix sur l'offre et sur la demande et évaluer les politiques publiques affectant l'équilibre du marché. Le cas de l'offre et de la demande est repris comme exemple dans les travaux généraux sur l'identification (Marschak 1953) et est même devenu l'exemple canonique du traitement de ce problème dans les manuels d'économétrie (Greene 2000). Pour les économètres de la commission Cowles, chaque composante d'un système

---

<sup>31</sup>Voir Angrist et Krueger (2001) et Morgan (1990) pour un aperçu historique sur cette méthode.

d'équation devait être envisagée comme un phénomène autonome des autres (l'offre, la demande et l'équilibre du marché par exemple sont trois équations caractérisant trois phénomènes autonomes distincts). Au sens de Frisch (1995), l'autonomie doit être comprise comme le fait que chaque relation peut être modifiée sans que cela n'affecte les autres relations. Le problème d'identification existe parce que l'interaction entre ces phénomènes autonomes peut produire des données dont les caractéristiques ne permettent pas de déterminer les propriétés de chaque équation autonome séparément (Haavelmo 1944). Un exemple saisissant est donné par Marschak (1995) dans un des premiers travaux abordant de manière générale le problème de l'identification. Marschak propose d'imaginer les conséquences de l'interaction dans un repère cartésien entre les deux phénomènes autonomes suivants : une sphère  $S$  de rayon  $r$  dont le centre est situé à un point  $C$  et un plan  $P$  dont l'orientation est donnée par deux vecteurs  $\vec{v}_1$  et  $\vec{v}_2$ . L'interaction de ces deux phénomènes implique que nous ne pouvons observer que les points qui sont simultanément sur les deux objets. Les points observés constituent donc un cercle<sup>32</sup> dont l'orientation dans l'espace nous donne l'orientation du plan  $P$ . Les propriétés du plan  $P$  sont donc identifiées. Par contre, le cercle observé peut être le produit de l'intersection de ce plan avec une infinité de sphères de rayons et de centres différents. Comme les propriétés de la sphère ne sont pas identifiées à partir des données observées, il est impossible de prévoir les conséquences d'un changement des coordonnées du plan sur les données observées. La simple interaction de deux phénomènes autonomes peut donc conduire à l'impossibilité de retrouver les propriétés de chacun des phénomènes à partir de l'observation des données que leur interaction a produite. Les travaux de la Commission Cowles ont conduit à une série de papiers qui ont complètement posé les bases de la réflexion sur l'identification. Ce sont les conditions d'identifiabilité des systèmes linéaires établies par Koopmans, Rubin, et Leipnik (1950) qui ont été retenues, mais Hurwicz (1950) et Koopmans et Reiersol (1950) ont posé les bases de l'identification non paramétrique et surtout Simon (1953) a étudié le lien entre identification et causalité et Simon et Rescher (1966) ont établi que les systèmes d'équations structurelles pouvaient être utilisés pour générer des situations contrefactuelles, pour peu que l'on leur associe des fonctions de modification, formalisées pour la première fois par Hurwicz (1962).

Au cours de la transmission progressive des méthodes d'étude des systèmes d'équation de la théorie vers les études empiriques, le lien entre autonomie des équations et des phénomènes décrits, identification et causalité s'est peu à peu perdu. Plusieurs phénomènes se sont conjugués pour ex-

---

<sup>32</sup>Nous faisons l'hypothèse que le plan et la sphère sont sécants, mais pas tangents.



## 1.5 Un bilan des apports du courant de recherche basé sur les résultats potentiels

---

pliquer que ces avancées n'ont pas eu de répercussion dans la pratique de la recherche empirique. Tout d'abord, la première monographie de la Commission Cowles sur le sujet (n°10) était extrêmement ardue. A tel point que les mêmes auteurs ont dû écrire une version allégée (n°14) pour tenter de séduire plus de lecteurs. Ensuite, les praticiens ont surtout été influencés par les discussions sur l'estimation (par maximum de vraisemblance plutôt que chaque équation séparément par les moindres carrés ordinaires) et ont retenu l'idée qu'il fallait vérifier les conditions d'identification avant de réaliser une estimation. C'est à peu près ce qui reste dans les manuels d'économétrie de ces contributions (à ceci près que les méthodes de doubles ou triples moindres carrés ont remplacé les méthodes de maximum de vraisemblance pour l'estimation des systèmes d'équations). Par ailleurs, les membres de la commission Cowles n'ont jamais pleinement pris la mesure de l'importance de la justification des hypothèses d'identification. Ils étaient bien conscients que certaines hypothèses intestables permettaient l'identification de paramètres ayant un sens causal, mais ils ne prenaient pas le temps de discuter ces hypothèses.

Heckman (2000) mentionne aussi l'échec empirique et dans l'aide à la décision publique qu'ont été les grands modèles macroéconométriques keynésiens des années 50, échec qui a abouti à la célèbre critique de Lucas (1976). On peut d'ailleurs juger avec Heckman (2000) que la critique de Lucas n'est qu'une tentative pour remettre de la structuralité dans l'étude économétrique. Lucas explique notamment que les paramètres estimés par les économètres ne sont pas stables aux modifications de politique qu'ils cherchent à évaluer et qu'il faut donc chercher des paramètres plus structurels, qui ne vont pas se modifier à chaque modification de la politique. Lucas suit donc à la lettre les enseignements des membres de la commission Cowles, comme il le reconnaît lui même dans son introduction : « *the criticisms I shall raise against currently popular applications of econometric theory have, for the most part, been anticipated by the major original contributors to that theory.* » Dans la note de bas de page qui suit, Lucas précise les travaux auxquels il pense : il s'agit de ceux de Marschak (1953) et Tinbergen (1956).

## 1.6 Conclusion

Nous avons vu que le modèle de Rubin était intéressant pour gagner des intuitions sur la nature de la causalité, mais peu efficace pour envisager l'évaluation des interventions publiques. Les systèmes d'équations structurelles sont en revanche un excellent outil d'analyse de la causalité (Simon 1953, Simon et Rescher 1966, Pearl 2000), d'appréciation des hypothèses d'identification comme des hypothèses comportementales et de description de leurs propres limites à travers la notion d'autonomie (Aldrich 1989, Frisch 1995). Les systèmes d'équations structurelles permettent par ailleurs de très simplement modéliser des interventions, même si seuls Hurwicz (1962) et Pearl (2000) ont avancé dans cette direction. Le chapitre 2 propose des avancées sur la modélisation des interventions comme des modifications (sous la forme de modifications de Hurwicz) qui permettent de très simplement modéliser l'intervention publique, prévoir ses conséquences et définir les paramètres pertinents pour l'évaluer, en application de la maxime de Marschak (1953) qui impose de ne chercher à identifier que les paramètres utiles pour la décision à prendre (Heckman 2005b). Dans ce chapitre 2 nous avons présenté le modèle de Roy-Quandt-Heckman et les conditions sous lesquelles il est équivalent au modèle de Rubin avec variable instrumentale. Grâce à ce modèle, Heckman et ses coauteurs (Heckman 1997, Heckman et Smith 1998, Heckman, LaLonde, et Smith 1999) ont pu avancer sur la définition des paramètres pertinents politiquement. Ces travaux sont marqués par l'absence d'une modélisation simple de l'intervention publique. Cette modélisation est proposée dans un cadre complet et cohérent dans le chapitre 2.



# Évaluation de quoi ? Pertinence éthique, politique et causale des paramètres d'évaluation

*Sans doute est-il impossible de traiter aucun problème humain sans parti pris : la manière même de poser les questions, les perspectives adoptées supposent des hiérarchies d'intérêts ; toute qualité enveloppe des valeurs ; il n'est pas de description soi-disant objective qui ne s'enlève sur un arrière-plan éthique. Au lieu de chercher à dissimuler les principes que plus ou moins explicitement on sous-entend, mieux vaut d'abord les poser, ainsi on ne se trouve pas obligé de préciser à chaque page quel sens on donne aux mots : supérieur, inférieur, progrès, meilleur, pire, évolution.*

Simone de Beauvoir, *Le deuxième sexe*, partie I, p.30.

## 2.1 Introduction

Comme nous l'avons vu au chapitre 1, le modèle causal de Rubin, bien que riche en intuitions pour l'analyse de la causalité, n'est pas adapté à l'étude de l'évaluation comme un problème de décision. Il ne permet notamment pas d'associer aux paramètres qu'il permet de définir et d'identifier les problèmes qu'ils permettent de résoudre, et particulièrement les interventions publiques qu'ils permettent de comparer. Il n'existe par ailleurs aucun résultat général permettant de présenter l'éva-

## 2.1 Introduction

---

luation et les paramètres de traitement habituellement estimés dans la littérature<sup>1</sup> comme répondant à un problème de décision. L'objectif de ce chapitre est de combler cette lacune.

Pour cela, on utilise les modèles à équations structurelles (MES) comme outil de description de la causalité. Ces modèles permettent de décrire comment les données observées ont été générées par l'interaction entre plusieurs phénomènes autonomes. L'intérêt de ces systèmes pour l'étude de la causalité a déjà été notée (Simon 1952, Simon 1953, Simon et Rescher 1966, Pearl 2000, Heckman 2000, Heckman 2001, Heckman 2005b). Ces auteurs ne disposaient pas d'un outil pour décrire les modifications induites par l'action publique sur les équations structurelles.

Simon (1952, 1953) et Simon et Rescher (1966) cherchent à causalement ordonner des variables dans un modèle à équations simultanées, sans chercher à formaliser les prédictions des conséquences d'une modification donnée. Heckman (2005b) utilise la notion de contrefactuel mais ne propose aucun outil de construction de ces contrefactuels à partir des systèmes d'équations structurelles. Lorsqu'ils cherchent à relier les paramètres d'effet causal moyen définis dans la littérature aux problèmes de décision qu'ils permettraient de résoudre, Heckman et Smith (1998) ne disposent pas d'outils permettant de décrire simplement ces interventions de politique comme des modifications des équations structurelles. Pearl (2000) propose d'analyser les conséquences d'une action comme une opération chirurgicale sur les équations du système structurel. Pour cela, il propose l'opérateur « *do* », qui permet de traduire l'action consistant à fixer le niveau d'une variable à un niveau donné. Cet opérateur n'est pas suffisamment souple pour analyser les conséquences des interventions publiques, car il ne permet pas d'étudier les conséquences de modifications plus complexes que le choix de fixer une variable à un niveau donné.

Pour combler cette lacune de l'analyse de la causalité, la notion de modification de Hurwicz est introduite dans ce chapitre. Hurwicz (1962) a en effet déjà décrit les interventions dont on cherche à évaluer les conséquences comme des modifications de la structure du modèle générant les données. Dans ce chapitre, la notion de modification de Hurwicz est adaptée à l'étude des modèles non paramétriques. On montre que cette notion permet d'utiliser les modèles à équations structurelles pour étudier le problème d'évaluation comme un problème de décision. On peut alors appliquer ce que Heckman (2005b) appelle la maxime de Marschak : rechercher les paramètres nécessaires et suffisants pour prendre une décision. On peut par ailleurs définir les notions de pertinence éthique, politique

---

<sup>1</sup> Il s'agit des paramètres d'effet moyen du traitement (ATE), d'effet moyen du traitement sur les traités (TT), d'effet moyen du traitement sur les non traités (TUT), d'effet de l'intention de traiter (ITE), d'effet local moyen du traitement (LATE) et d'effet marginal moyen du traitement (MTE).

et causale, qui permettent de décrire les problèmes auxquels l'évaluation permet de répondre et les hypothèses qu'elle utilise pour le faire.

Ces notions sont définies de manière générale, mais leur application est illustrée dans le cadre du modèle de Roy-Quandt-Heckman, modèle à équation structurelle équivalent au modèle de Rubin (Vytlacil 2002). L'hypothèse de monotonie décrite dans le chapitre 1 n'est pas imposée a priori mais sa pertinence politique est étudiée à travers le nombre de décisions qu'elle permet de prendre. Les effets causals moyens habituellement estimés dans la littérature sont associés aux problèmes de décision qu'ils permettent de résoudre. Les principaux résultats de ces applications sont :

- Les effets causals moyens ne sont pertinents que pour une fonction d'évaluation indifférente à la distribution des résultats entre les individus.
- Deux paramètres d'effet du traitement sont définis dans le modèle de Roy sans hypothèse de monotonie et leur identification démontrée : l'effet de l'intention de traiter et l'effet marginal moyen du traitement. Ces paramètres permettent de choisir le niveau des déterminants de la participation des individus.
- L'effet local moyen du traitement n'apporte aucune information par rapport à l'effet de l'intention de traiter alors qu'il est identifié sous des conditions plus restrictives que ce dernier.
- La structuralité de l'effet du traitement sur les traités conditionnellement aux caractéristiques observées est étudiée : les conditions sous lesquelles ce paramètre est stable, donc permet d'évaluer la décision à laquelle il est associé, sont assez restrictives : les agents ne doivent pas anticiper la décision prise par le gestionnaire de la politique.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante : dans la partie 2.2, la fonction de valorisation sociale retenue pour évaluer les états sociaux alternatifs est définie. La notion de modèle à équations structurelles et l'exemple du modèle de Roy-Quandt-Heckman sont présentés dans la partie 2.3. La notion de modification de Hurwicz et plusieurs exemples de modifications qui peuvent être étudiées dans le modèle de Roy sont présentés dans la partie 2.4. La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision est abordée dans la partie 2.5. Les effets causals habituellement estimés sont présentés comme solution d'un problème de décision lorsqu'il a été possible d'en identifier un. De nouveaux paramètres identifiés dans le modèle de Roy non monotone sont introduits. La notion de pertinence d'une évaluation est présentée dans la partie 2.6. Une dernière partie permet de conclure.

## 2.2 La valorisation des états sociaux

Dans le cadre présenté ici, si l'on cherche à observer des données, c'est pour deux raisons :

- Pouvoir mesurer un niveau de satisfaction sociale,
- Identifier des relations causales entre les variables influençant le niveau de satisfaction sociale et les instruments de politique.

Dans cette section, on ne s'intéresse qu'au premier rôle de l'observation des données : la mesure de la satisfaction sociale. On présente la fonction de valorisation sociale. Ensuite, on prend l'exemple des fonctions de valorisation sociales utilisées dans l'analyse appliquée du chapitre, c'est-à-dire correspondant à l'étude du modèle de Roy.

### 2.2.1 Définition de la fonction de valorisation des états sociaux

On considère que la variété des préférences éthiques dans la société peut être décrite par un ensemble de fonctions d'objectif social. Ces fonctions peuvent être par exemple des fonctions de bien-être social à la Bergson (1938) et Samuelson (1977) (FBS) ou des fonctions d'évaluation de la distribution des revenus (Gajdos 2001). Dans le modèle de Roy utilisé dans les sections suivantes, les prix ne sont pas affectés par la politique : la famille des FBS est donc identique à la famille des fonctions d'évaluation de la distribution des revenus.

Dans cette partie générale, on définit une fonction d'objectif social comme une fonction prenant pour argument la distribution  $F_T$  de  $K^T$  variables observées  $T^2$  et lui associant une valeur dans  $\mathbb{R}$  :

**Définition 2.2.1 (Fonction d'objectif social)** *Une fonction d'objectif est une fonction  $W$  qui associe une valeur dans  $\mathbb{R}$  à toute distribution  $F_T$  :*

$$W : \begin{cases} \mathbf{F}_T & \rightarrow \mathbb{R}, \\ F_T & \mapsto W(F_T), \end{cases}$$

avec  $\mathbf{F}_T$  l'ensemble des lois de probabilité sur le support de  $T$ .  $T$  est un vecteur regroupant l'ensemble des variables observées, contenant par exemple le niveau de revenu des individus et le niveau des prix auxquels ils font face. On note  $\mathbf{W}$  l'ensemble des fonctions de valorisation sociale.

---

<sup>2</sup>Les indices  $i$  des variables présentés dans le chapitre 1 sont supprimés pour alléger la notation. La fonction  $T$  représente donc aussi la valeur des variables pour l'individu  $i$   $T_i$ .

## 2.2.2 La valorisation des états sociaux dans le modèle de Roy

Dans le modèle de Roy utilisé en exemple dans ce chapitre, une seule variable de résultat entre dans la mesure de la valeur de l'état social :  $Y$ , le revenu des individus. Le revenu des individus est une variable aléatoire, distribuée sur une population de taille supposée infinie, selon la loi de distribution cumulative  $F_Y$ . On limite l'analyse aux fonctions de bien-être social à la Von Neumann et Morgenstern (VNM) :

$$\mathbf{W}_{VNM} = \left\{ W \mid W(F_Y) = \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_Y(y), u \text{ continue et dérivable} \right\}, \quad (2.2.1)$$

l'ensemble des fonctions VNM.<sup>3</sup> On note  $CB(F_Y) = \int_{\mathcal{Y}} y dF_Y(y)$  la fonction de valorisation sociale indifférente à la distribution des revenus.

---

<sup>3</sup>Un léger abus de notation permet de simplifier l'écriture de la fonction de valorisation sociale dans l'exemple du modèle de Roy : celle-ci n'est plus fonction de  $F_T$ , mais simplement de  $F_Y$ . Cette approche permet d'alléger la notation, en évitant de devoir écrire  $W$  en fonction de toute la distribution des variables observées dans le modèle de Roy.



### 2.3 Le modèle générant les données observées

On définit les situations contrefactuelles à partir de modifications d'un système causal, ou modèle, générant les données. Les données observées sont donc présentées comme générées par un modèle, interaction de plusieurs phénomènes, ou comportements isolés. Par exemple, un modèle décrivant la participation d'individus à un programme de formation et la formation de leur salaire combine une équation décrivant le comportement de participation des individus dans le programme avec une ou plusieurs équations décrivant la formation du salaire de l'individu. De même, l'équilibre sur un marché est décrit comme l'interaction de deux comportements distincts et autonomes : une fonction d'offre et une fonction de demande. L'interaction entre ces deux fonctions est décrite par l'équation garantissant l'équilibre du marché.

Ce type de modèle combinant plusieurs équations autonomes est appelé modèle « *all causes* » par Dawid (2000). On pourrait qualifier cette approche de laplacienne (Stigler 1986) : le hasard, ce que l'on ne peut pas prédire dans le comportement des variables observées, est dû à l'action de variables inobservées, c'est-à-dire à notre incapacité à mesurer toutes les causes des phénomènes. S'il était possible de mesurer l'ensemble des influences d'une variable, nous pourrions faire des prédictions déterministes, et non pas probabilistes, des événements. Cette approche basant sa description du fonctionnement du monde sur l'interaction d'équations comportementales est défendue par Pearl (2000) et Heckman (2005b), et fait suite à l'ensemble du corpus théorique sur la causalité développé en économétrie.<sup>4</sup>

Un second type d'approche peut être utilisé pour étudier la causalité :<sup>5</sup> le modèle causal de Rubin, ou modèle à résultat potentiel (Rubin 1978, Holland 1986a) (voir chapitre 1). Dans ce modèle, les situations contrefactuelles sont définies par les états potentiels que peuvent prendre les différentes variables d'intérêt, selon la valeur que prennent d'autres variables. Le lien entre ces états potentiels et les variables qui les causent n'est pas décrit par des équations comportementales et les situations contrefactuelles ne sont pas reliées aux modifications du système que l'on souhaite étudier. Cette littérature définit comme intéressants *a priori* des paramètres causaux moyens (Holland 1988), sans pouvoir expliquer l'intérêt de ces moyennes pour la décision, et sans pouvoir expliquer le mécanisme générant une variété d'effets individuels. Néanmoins cette littérature est importante à plus d'un titre.

---

<sup>4</sup>Les travaux des membres de la Commission Cowles (Simon 1953, Simon 1952, Marschak 1953, Hurwicz 1962, Simon et Rescher 1966) et de leurs précurseurs (Wright 1921, Frisch 1995, Haavelmo 1943, Haavelmo 1944) ont notamment bien délimité ce champ.

<sup>5</sup>On ne distingue pas l'approche utilisant les graphes développée par Pearl (2000), qu'il rattache lui-même au courant économétrique utilisant les équations structurelles.

Angrist et Imbens (1999a) et Angrist, Imbens, et Rubin (1996), travaillant dans ce cadre, ont, dans un travail fondateur présenté dans le chapitre 1, formulé pour la première fois une approche convaincante d'étude de la causalité à partir de données issues d'observation passive des événements et ont permis l'émergence d'une littérature empirique fleuve en économie. Par ailleurs, le modèle à résultat potentiel a permis une formulation générale et utile du modèle de Roy, utilisé comme cadre intégrateur dans la littérature d'évaluation des politiques publiques.<sup>6</sup>

### 2.3.1 Définition générale de la notion de modèle

Hurwicz (1950) considère que la distribution  $F_T$  du vecteur de variables observées  $T$  générées par le modèle peut être vue comme le produit d'une opération effectuée sur la distribution  $F_U$  d'un vecteur de variables inobservées  $U$ . C'est cette opération que décrit un modèle économétrique. Les  $K^T$  variables observées et les  $K^U$  variables inobservées sont combinées en un système de  $K^T$  équations, impliquant des fonctions connues et des fonctions dont la valeur est inconnue. Les fonctions inconnues sont notées  $h_i$ , et sont rassemblées dans le vecteur  $h$ .

Chacune des  $K^T$  équations composant le modèle combine une partie ou l'ensemble des variables observées et inobservées et les fonctions inconnues  $h$  en une relation de forme connue :

$$v_k(T, U; h) = 0. \quad (2.3.1)$$

Chacune de ces  $K^T$  équations décrit un phénomène économique indépendant : il peut s'agir d'une fonction d'offre, d'une fonction de salaire, d'une fonction de choix de participation... Pour simplifier la notation, on rassemble les  $K^T$  équations et la distribution des variables inobservées en une équation matricielle  $v$ , que l'on appelle la spécification du modèle :

$$v(T, U; h, F_U) = 0. \quad (2.3.2)$$

Les parties connues de cette équation proviennent des restrictions de la théorie économique. Ces restrictions peuvent aussi s'exprimer en restreignant l'espace des valeurs possibles que peuvent prendre les fonctions inconnues  $h$  et  $F_U$  (Matzkin 1994).  $S = \{h, F_U\}$  est appelée une structure du modèle.  $S^0$  est l'ensemble des structures compatibles avec le modèle (Koopmans et Reiersol 1950).

---

<sup>6</sup>Voir notamment l'évolution de la présentation du problème d'hétérogénéité de l'impact du traitement entre Heckman et Robb (1986) et Heckman, LaLonde, et Smith (1999).

## 2.3 Le modèle générant les données observées

---

Le modèle est donc complètement décrit par le couple  $M = \{v; S^0\}$ .<sup>7</sup> Une structure  $S$  du modèle  $M$ , combinée à la spécification  $v$  de ce modèle génère une distribution donnée des variables observées :

$$F_T(t; S, v). \quad (2.3.3)$$

Le modèle  $M$  contient la structure  $S^*$  qui a généré les données ( $F_T(t) = F_T(t; S^*, v)$ ).

### 2.3.2 L'exemple du modèle de Roy-Quandt-Heckman

J'utilise l'exemple du modèle de Roy-Quandt-Heckman pour appliquer les notions présentées ci-dessus, et introduire le modèle sur lequel sont basées les définitions des paramètres de traitement étudiés par la suite. On présente trois spécifications différentes du modèle de Roy-Quandt-Heckman, permettant d'illustrer la manière dont des contraintes *a priori* restreignent peu à peu l'ensemble des structures possibles ayant généré les données. Le modèle de Roy généralisé est le plus général. Il contient deux modèles plus restreints : le modèle de Roy monotone et le modèle de Roy simple.

#### 2.3.2.1 Le modèle de Roy généralisé

A la suite de Heckman, LaLonde, et Smith (1999) et de Heckman et Vytlacil (2005), nous nous intéressons au problème d'évaluation d'un programme de formation, dans lequel la décision de participation est volontaire. On fait l'hypothèse que la participation à la formation d'un individu n'affecte que son revenu et non celui des autres membres de la population (hypothèse SUTVA (Rosenbaum et Rubin 1983)). Nous faisons aussi l'hypothèse que l'on peut observer les caractéristiques et résultats d'un nombre infini d'individus (il n'y a pas de problème d'estimation, on a accès à l'ensemble de la population générée par le système d'équation décrit). Cette hypothèse permet de se concentrer sur les questions d'identification, qu'il est classique de séparer des questions d'estimation (Heckman et Robb 1985a, Heckman 2005b).<sup>8</sup>

---

<sup>7</sup>On adopte ici une définition d'un modèle légèrement plus large que celle de Matzkin (A paraître). Elle définit un modèle de la manière suivante : « *[w]e will define an econometric model by a specification of the variables that are observed and the variables that are unobserved, the variables that are determined within the model and the variables that are determined outside of the model, the functional relationships among all the variables, and the restriction that all functions and distributions in the model are known to satisfy.* » Dans la version que l'on utilise ici, on ne distingue pas les variables générées en dehors du modèle. Une étude des propriétés du modèle permet de les définir *a posteriori*. Il existe des équations décrivant la génération des variables exogènes à partir des variables inobservées. Cela permet par la suite de définir des interventions politiques changeant la valeur des variables exogènes comme des modifications de ces équations, plutôt que comme des modifications de la fonction de distribution des variables exogènes. Cette approche rend plus simple l'interprétation des interventions politiques comme des modifications mais ne change rien aux résultats obtenus.

<sup>8</sup>Néanmoins, les conséquences de l'observation d'un échantillon de la population totale doivent être prises en compte : cette restriction sur les données disponibles impose des contraintes nouvelles dans le problème de décision tel qu'il est présenté ici. Un prolongement des résultats de ce chapitre est indispensable pour prendre en compte le rôle de

Le modèle de Roy généralisé décrit la formation des variables observées suivantes :

- $Y$ , le revenu des individus, à valeurs dans  $\mathbb{R}^+$ ,
- $D$ , leur état de participation au programme, prenant la valeur 1 si l'individu participe au programme et la valeur 0 sinon,
- $X$ , un vecteur de variables réelles déterminant le revenu de individus (dont leur niveau d'éducation, leur expérience...),
- $Z$ , un vecteur de variables déterminant la participation des individus au programme de formation (comme la distance du domicile au lieu de formation, par exemple).

Les données observées peuvent donc être décrites par la fonction de distribution suivante :  $F_{Y,D,X,Z}$ .

Dans le modèle de Roy généralisé, des variables endogènes et exogènes inobservées entrent en jeu :

- $Y^1$ , une variable latente décrivant le niveau de revenu d'un individu lorsqu'il a bénéficié du programme,
- $Y^0$ , une variable latente décrivant le niveau de revenu d'un individu lorsqu'il n'a pas bénéficié du programme,
- $D^*$ , une variable latente décrivant l'utilité que retire l'individu de sa participation au programme,
- $U^1$ , une variable inobservée déterminant le revenu de l'individu lorsqu'il a participé au programme. La participation au programme peut interagir avec ces caractéristiques (par exemple les capacités cognitives de l'individu, qu'il sait mieux mobiliser grâce au programme),
- $U^0$ , une variable inobservée déterminant le revenu de l'individu lorsqu'il n'a pas participé au programme,
- $U^D$ , une variable inobservée déterminant l'utilité que l'individu retire de sa participation au programme (ses capacités cognitives, par exemple, peuvent le conduire à préférer participer pour tirer un bénéfice du programme),
- $\epsilon$ , un vecteur de variables inobservées déterminant le niveau des variables  $X$ ,
- $\eta$ , un vecteur de variables inobservées déterminant le niveau des variables observées  $Z$ .

Le modèle de Roy généralisé  $M^{RG}$  relie ces variables par l'intermédiaire de relations  $\nu^{RG}$  dont la valeur est connue, et de fonctions dont la valeur est inconnue. Ces fonctions sont les suivantes :

- $g^1$ , une fonction à valeurs dans  $\mathbb{R}^+$  décrivant le niveau de revenu d'un individu lorsqu'il a bénéficié du programme,

---

l'estimation des paramètres définis à partir d'un échantillon de taille finie (Chamberlain 2000, Manski 2002, Dehejia 2005).

## 2.3 Le modèle générant les données observées

- $g^0$ , une fonction à valeurs dans  $\mathbb{R}^+$  décrivant le niveau de revenu d'un individu lorsqu'il n'a pas bénéficié du programme,
- $g^D$ , une fonction à valeurs dans  $\mathbb{R}$  déterminant l'utilité que l'individu retire de sa participation au programme,
- $F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta}$ , la fonction de distribution des variables générées en dehors du modèle.

$\{g^1, g^0, g^D, F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta}\}$  constituent une structure  $S$  du modèle de Roy généralisé  $M^{RG}$ .  $S^{RG}$  est l'ensemble des structures compatibles avec le modèle de Roy généralisé. La seule restriction imposée sur les fonctions  $g^1, g^0, g^D$  est qu'elles soient continues et dérivables. La restriction imposée par le modèle de Roy généralisé à la fonction  $F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta}$  est l'exogénéité des variables  $\epsilon$  et  $\eta$  :

$$F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta} = F_{U^1, U^0, U^D} F_{\epsilon} F_{\eta}, \quad (2.3.4)$$

avec  $F_{U^1, U^0, U^D}$ ,  $F_{\epsilon}$  et  $F_{\eta}$  des fonctions de distribution cumulatives.

Les relations connues entre les variables du modèle sont décrite par  $\nu^{RG}$  :

$$\nu^{RG}(Y, Y^1, Y^0, D^*, D, X, Z, U, U^D, \epsilon, \eta; g^1, g^0, g^D, F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta}) = 0. \quad (2.3.5)$$

De manière explicite,  $\nu^{RG}$  s'écrit de la manière suivante :

$$Y = DY^1 + (1 - D)Y^0 \quad (2.3.6)$$

$$Y^1 = g^1(X, U^1) \quad (2.3.7)$$

$$Y^0 = g^0(X, U^0) \quad (2.3.8)$$

$$D = 1 [D^* \geq 0] \quad (2.3.9)$$

$$D^* = g^D(X, Z, U^D) \quad (2.3.10)$$

$$X = \epsilon \quad (2.3.11)$$

$$Z = \eta \quad (2.3.12)$$

$$Pr(U^1 \leq u^1, U^0 \leq u^0, U^D \leq u^D, \epsilon \leq e, \eta \leq n) = F_{U^1, U^0, U^D, \epsilon, \eta}(u^1, u^0, u^D, e, n). \quad (2.3.13)$$

L'équation comptable (2.3.6) décrit la formation du revenu de chaque individu. Celui-ci dépend de sa participation ou non à la formation, selon un modèle *switching*, ou modèle à résultat potentiel. Si l'individu participe au programme de formation, il obtient un salaire  $Y^1$ . S'il ne participe pas,

il obtient un salaire  $Y^0$ . Le niveau de salaire dans chacun de ces états est déterminé par l'action de variables  $X$  observées et de variables inobservées  $U^1$  et  $U^0$ . Les fonctions inconnues  $g^1$  et  $g^0$  sont des fonctions de salaire : elles affectent à chaque individu un niveau de salaire en fonction de ses caractéristiques (observées ou non). Un individu, selon qu'il aura participé au programme ou non, verra son salaire déterminé de manière différente : par la fonction  $g^1$  s'il a participé, et par la fonction  $g^0$  s'il n'a pas participé. Ces fonctions différentes indiquent que le programme aura des effets différents selon les caractéristiques observées et inobservées de l'individu : par exemple, l'impact du programme sur le salaire de l'individu peut être d'autant plus élevé que l'individu est éduqué et l'impact du traitement varie selon les caractéristiques inobservées de l'individu (capacités cognitives et non cognitives) : un individu intrinsèquement plus motivé profitera plus de la formation, et pourra obtenir un salaire plus élevé, ou aura plus de chances de retrouver un travail.

$D$  désigne la participation de l'individu à la formation : la fonction  $1(.)$  prend la valeur 1 si l'utilité de la participation est positive, et la valeur zéro sinon. L'utilité retirée de la participation  $D^*$  est mesurée par la fonction de participation  $g^D(X, Z, U^D)$ . Les variables  $Z$  sont des déterminants spécifiques de la participation, mais pas du résultat. Elles déterminent le coût de la formation pour l'individu, sans affecter son niveau de salaire.  $U^D$  est une variable inobservée déterminant la participation de l'individu au programme : elle résume les coûts et les gains inobservés de la participation.

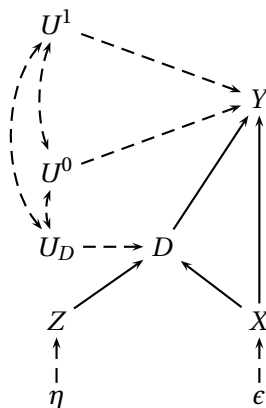
Les variables observées  $X$  et  $Z$  sont exogènes : la restriction (2.3.4) et les équations (2.3.11) et (2.3.12) impliquent qu'elles sont distribuées indépendamment des variables inobservées. C'est une restriction généralement acceptée dans la formalisation du modèle de Roy.

Le modèle de Roy généralisé  $M^{RG}$  est complètement décrit par le couple formé par les relations connues  $\nu^{RG}$ , décrites par les équations (2.3.6), (2.3.7), (2.3.8), (2.3.9), (2.3.10), (2.3.11), (2.3.12) et (2.3.13), et  $S^{RG}$  l'ensemble des structures compatibles avec le modèle, soumises notamment à la restriction d'exogénéité de  $X$  et  $Z$  (2.3.4). On peut donc écrire :  $M^{RG} = \{\nu^{RG}, S^{RG}\}$ .

A titre d'illustration, on peut associer au système considéré un réseau causal bayésien permettant de visualiser les influences causales des variables les unes sur les autres (Pearl 2000). Une spécificité du modèle de Roy généralisé est qu'il permet que les déterminants inobservés du salaire ( $U^1$  et  $U^0$ ) soient corrélés avec les déterminants inobservés de la participation, ce qu'indiquent les arcs reliant ces variables sur la figure 2.1. C'est par exemple le cas si les individus les plus doués (capacités cognitives et non cognitives élevées) ont aussi une plus grande motivation à participer (biais de sélection positif) ou si les administrateurs du programme leur réservent plus volontiers des places (Aakvik,

## 2.3 Le modèle générant les données observées

FIG. 2.1 – Réseau causal bayésien associé au modèle de Roy généralisé



Heckman, et Vytlačil 2005).

Une autre spécificité de ce modèle, que partagent également les modèles de Roy monotone et simple, est l'hétérogénéité des impacts individuels du traitement : à caractéristiques observées identiques  $X = x$ ,  $Y^1 - Y^0$  varie. Cette hétérogénéité a des conséquences en terme de différences entre paramètres de traitement.

### 2.3.2.1.1 La spécificité du modèle de Roy généralisé : l'absence de monotonie

Le modèle considéré ici ne restreint pas la forme de la fonction  $g^D$  déterminant la participation de l'individu au programme. Notamment, cette fonction n'est pas séparable dans le terme d'erreur. Une des implications centrales de cette absence de séparabilité du terme d'erreur dans la fonction  $g^D$  est la non monotonie de l'action de  $Z$  sur  $D$  : la dérivée de  $g^D$  par rapport à  $Z$  dépend de  $U^D$ . Ainsi une même variation de  $Z$ , autour de  $Z = z$ , peut se traduire par une variation positive aussi bien que négative de  $g^D$ , selon la valeur de  $U^D$ , pour une valeur de  $X$  donnée ( $X = x$ ).

Posons par exemple que  $Z$  est un scalaire mesurant la distance séparant le domicile des individus du centre où les formations sont dispensées. Dans le modèle de Roy généralisé, une augmentation de cette distance, en conséquence par exemple de la fermeture du centre le plus proche, n'aura pas la même conséquence sur l'ensemble des individus. Certains individus, casaniers, verront leur utilité baisser dès que cette distance augmente. D'autres individus, ayant un goût pour les déplacements en dehors de leur quartier (par exemple parce qu'ils ont trouvé une place dans une crèche située loin de leur domicile, mais près du nouveau centre de formation), verront leur utilité augmentée, jusqu'à un certain point, grâce à cet éloignement du centre de formation de leur domicile. Dans cet exemple,

une augmentation de la distance du domicile au centre de formation dissuadera certains individus de participer (les casaniers), alors qu'elle encouragera la participation d'autres (les explorateurs, ou les parents de jeunes enfants). Une façon simple de formaliser cette dépendance, c'est d'écrire l'équation de participation à la manière de Heckman et Vytlačil (2005) et Heckman, Urzua, et Vytlačil (2006) :  $D = 1 [\gamma Z \geq 0]$ , avec  $\gamma = U^D$ , un coefficient aléatoire pouvant prendre des valeurs positives (explorateurs) ou négatives (casaniers). La figure 2.2 illustre cette dépendance : les individus casaniers sont caractérisés par un niveau des variables inobservées  $u_1^D$  négatif, et donc une dérivée négative de  $g^D$  en fonction de  $Z$ , alors que les individus explorateurs sont caractérisés par un niveau  $u_2^D$  positif des variables inobservées, et donc une dérivée positive de  $g^D$  en fonction de  $Z$ . Les individus casaniers (ayant  $U^D = u_1^D$ ) ne participent plus au programme dès que la distance de leur domicile au centre de formation dépasse  $z_1$ . Les individus explorateurs (ayant  $U^D = u_2^D$ ) participent au programme dès que la distance de leur domicile au centre de formation dépasse  $z_2$ .

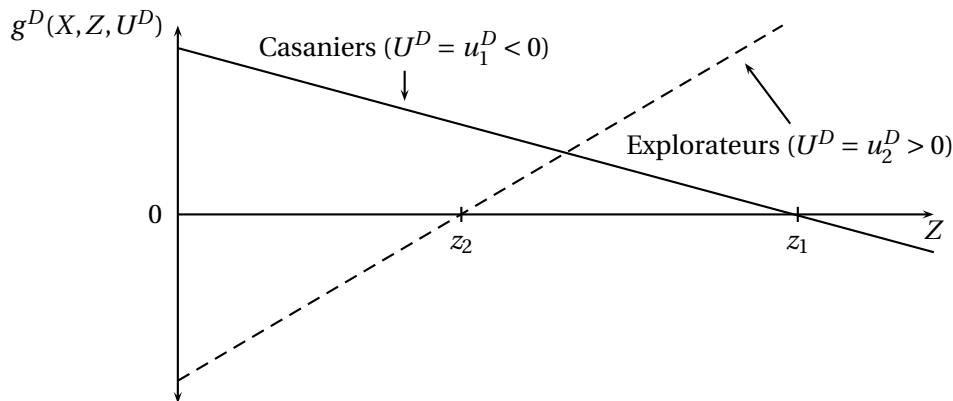


FIG. 2.2 – Exemple de l'échec de l'hypothèse de monotonie

Un autre exemple d'une absence potentielle de monotonie peut venir d'un déterminant de la participation utilisé par Aakvik, Heckman, et Vytlačil (2005). Ces auteurs étudient l'impact sur la probabilité de reprise d'un emploi de cessions de formation. Ces cessions sont données dans des centres de formation dont la capacité est limitée. Cette capacité varie entre zones, de manière exogène au niveau de chômage dans les zones. Plus les centres ont une forte capacité d'accueil, plus, en moyenne, la probabilité de participation est élevée. On peut néanmoins penser que l'utilité que certains individus retirent de la participation aux cessions de formation ( $D^*$ ) peut diminuer avec l'augmentation des places disponibles, par exemple parce que cela diminuera la « qualité » moyenne des groupes auxquels les formations sont données. Ce phénomène de dégradation de la qualité des groupes est plau-



### 2.3 Le modèle générant les données observées

sible, puisque l'on assiste à un écrémage par l'administration : Aakvik, Heckman, et Vytlacil (2005) montrent que ce sont les individus ayant une plus forte probabilité de retrouver un emploi, même en l'absence du programme, qui sont sélectionnés dans le programme. Une diminution de la sélectivité à l'entrée du programme doit donc diminuer la « qualité » du pool des participants. Si  $Z$  sur la figure 2.2 mesure la capacité d'accueil du centre, les individus ayant  $U^D = u_2^D > 0$  sont indifférents à la composition des groupes, et les individus  $U^D = u_1^D < 0$  préfèrent participer lorsque la sélection est forte. Ils seront dissuadés si la capacité d'accueil augmente.

Il est plus difficile de trouver un exemple d'échec de l'hypothèse de monotonie lorsque  $Z$  est un coût de transport ou de déplacement : il existe peu d'individus qui décideront de ne plus participer si une partie de leurs frais de déplacement sont pris en charge, par exemple.

L'absence de monotonie dans la décision de participation implique que deux valeurs de  $Z$  ( $Z = z$  et  $Z = z'$ ) définissent une partition de  $\mathcal{U}^D$ , le support de  $U^D$ , en quatre sous-ensembles non triviaux, qui sont utilisés dans la section 2.5.2.4 pour caractériser l'effet local moyen net du traitement. Lorsque  $Z = z$ ,  $\mathcal{U}^D$  peut être partagé en deux sous-ensembles mutuellement exclusifs :

- L'ensemble des  $U^D$  tels que les individus participent :

$$\mathcal{U}_1^D(x, z) = \{u^D | g^D(x, z, u^D) \geq 0\}, \quad (2.3.14)$$

- L'ensemble des  $U^D$  tels que les individus ne participent pas

$$\mathcal{U}_0^D(x, z) = \{u^D | g^D(x, z, u^D) < 0\}. \quad (2.3.15)$$

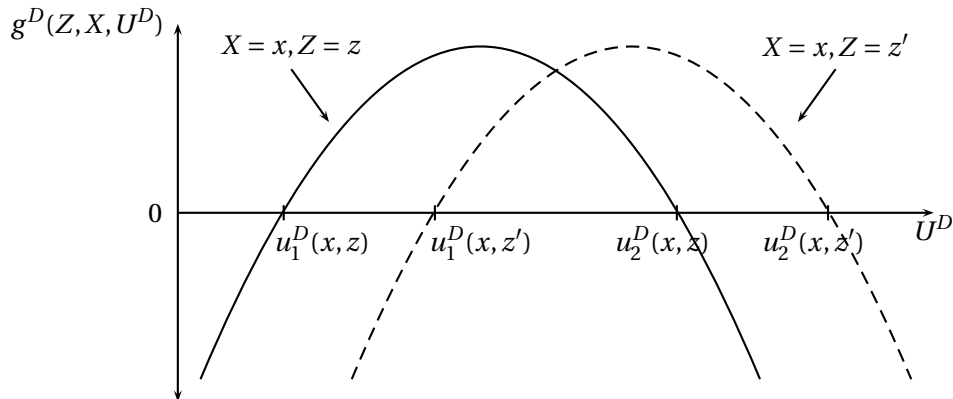


FIG. 2.3 – Exemple de délimitation des  $U^D$  dans le modèle de Roy généralisé

Sur l'exemple de la figure 2.3, on a les valeurs suivantes :

$$\mathcal{U}_1^D(x, z) = ]u_1^D(x, z); u_2^D(x, z)[ \quad (2.3.16)$$

$$\mathcal{U}_0^D(x, z) = ]-\infty; u_1^D(x, z)] \cup [u_2^D(x, z); +\infty[. \quad (2.3.17)$$

Comme cette partition existe pour tous les  $Z = z$ , elle existe par exemple pour  $Z = z' \neq z$ . Ces deux valeurs de  $Z$  définissent une nouvelle partition de  $\mathcal{U}^D$ , qui est utilisée dans la section 2.5.2.4 pour caractériser l'effet local moyen net du traitement :

- L'ensemble des  $U^D$  tels que les individus ayant  $Z = z$  et  $Z = z'$  participent :

$$\begin{aligned} \mathcal{U}_{11}^D(x, z, z') &= \{u^D | g^D(x, z, u^D) \geq 0 \text{ et } g^D(x, z', u^D) \geq 0\} \\ &= \mathcal{U}_1^D(x, z) \cap \mathcal{U}_1^D(x, z'). \end{aligned} \quad (2.3.18)$$

Dans l'exemple de la figure 2.3, ce sont les valeurs de  $U^D$  comprises entre  $u_1^D(x, z')$  et  $u_2^D(x, z)$ . Lorsque on définit ces ensembles en termes de manipulations de  $Z$ , et donc de résultats potentiels, les individus participant lorsque  $Z = z$  et  $Z = z'$  sont appelés « *always takers* » (Angrist, Imbens, et Rubin 1996).

- L'ensemble des  $U^D$  tels que les individus ayant  $Z = z$  et  $Z = z'$  ne participent pas :

$$\begin{aligned} \mathcal{U}_{00}^D(x, z, z') &= \{u^D | g^D(x, z, u^D) < 0 \text{ et } g^D(x, z', u^D) < 0\} \\ &= \mathcal{U}_0^D(x, z) \cap \mathcal{U}_0^D(x, z'). \end{aligned} \quad (2.3.19)$$

Dans l'exemple de la figure 2.3, ce sont les valeurs de  $U^D$  situées en-deçà de  $u_1^D(x, z)$  et au-delà de  $u_2^D(x, z')$ . Dans la définition utilisant les résultats potentiels de Angrist, Imbens, et Rubin (1996), les individus qui ne participent pas aux deux niveaux de  $Z$  sont appelés « *never takers* ».

- L'ensemble des  $U^D$  tels que les individus ayant  $Z = z$  ne participent pas alors que ceux ayant  $Z = z'$  participent pas

$$\begin{aligned} \mathcal{U}_{10}^D(x, z, z') &= \{u^D | g^D(x, z, u^D) < 0 \text{ et } g^D(x, z', u^D) \geq 0\} \\ &= \mathcal{U}_0^D(x, z) \cap \mathcal{U}_1^D(x, z'). \end{aligned} \quad (2.3.20)$$

Dans l'exemple de la figure 2.3, ce sont les valeurs de  $U^D$  comprises entre  $u_2^D(x, z)$  et  $u_2^D(x, z')$ .

## 2.3 Le modèle générant les données observées

Dans la définition de Angrist, Imbens, et Rubin (1996), ces individus sont appelés « *compliers* ».

Ce sont ceux qui sont incités à entrer dans le programme lorsque le niveau des déterminants de la participation passe de  $Z = z$  à  $Z = z'$ . Par exemple les casaniers, qui entrent dans le programme si les formations sont dispensées dans un centre plus proche de leur domicile.

- L'ensemble des  $U^D$  tels que les individus ayant  $Z = z$  participent alors que ceux ayant  $Z = z'$  ne participent pas :

$$\begin{aligned}\mathcal{U}_{10}^D(x, z, z') &= \{u^D | g^D(x, z, u^D) \geq 0 \text{ et } g^D(x, z', u^D) < 0\} \\ &= \mathcal{U}_1^D(x, z) \cap \mathcal{U}_0^D(x, z').\end{aligned}\tag{2.3.21}$$

Dans l'exemple de la figure 2.3, ce sont les valeurs de  $U^D$  comprises entre  $u_1^D(x, z)$  et  $u_1^D(x, z')$ .

Dans la définition de Angrist, Imbens, et Rubin (1996), ces individus sont appelés « *defiers* », suite à une suggestion de Balke et Pearl (1993). Ce sont ceux qui sont incités à sortir du programme lorsque le niveau des déterminants de la participation passe de  $Z = z$  à  $Z = z'$ . Par exemple, les explorateurs, qui sortent du programme lorsque le centre de formation se rapproche de leur domicile.

Dans la section 2.5.2.5 où l'effet marginal moyen du traitement est caractérisé, j'utilise des points spécifiques du support de  $U^D$  : les points où l'utilité de la participation s'annule. C'est en effet en ces points que l'action d'une modification marginale des déterminants de la participation  $Z$  (par exemple, une subvention des coûts de transport) va s'appliquer, en provoquant l'entrée de nouveaux individus dans le programme. On distingue :

- Les bornes supérieures des zones où  $g^D$  est positive :

$$\mathcal{U}_+^D(x, z) = \left\{ u^D | g^D(x, z, u^D) = 0 \text{ et } \frac{\partial g^D}{\partial u^D} \geq 0 \right\},\tag{2.3.22}$$

Par exemple le point  $u_1^D(x, z)$  sur la figure 2.3.

- Les bornes inférieures des zones où  $g^D$  est positive :

$$\mathcal{U}_-^D(x, z) = \left\{ u^D | g^D(x, z, u^D) = 0 \text{ et } \frac{\partial g^D}{\partial u^D} \leq 0 \right\},\tag{2.3.23}$$

Par exemple le point  $u_2^D(x, z)$  sur la figure 2.3.

La notion de monotonie a été introduite par Imbens et Angrist (1994). Vytlačil (2002) montre que cette hypothèse est équivalente à la séparabilité de la fonction  $g^D$  dans son terme d'erreur. Les conséquences de l'absence de monotonie ont été explorées pour la première fois par Angrist, Imbens, et Rubin (1996), à travers les implications qu'elles occasionnent pour l'estimation du paramètre d'effet local moyen du traitement (LATE). Heckman et Vytlačil (2005) et Heckman, Urzua, et Vytlačil (2006) citent l'étude de modèles de Roy non monotones comme une des voies de recherche encore ouverte dans la littérature sur les effets de traitement. Ce chapitre s'emploie à étudier les informations que l'on peut tirer de l'observation de données générées par un modèle de Roy généralisé, sans invoquer l'hypothèse de monotonie.

### 2.3.2.2 Le modèle de Roy monotone

Le modèle de Roy monotone est celui qui est utilisé de manière générale dans la littérature sur les effets de traitement (Heckman et Vytlačil 2005). Vytlačil (2002) montre que la séparabilité du terme  $U^D$  dans la fonction de participation  $g^D$  est équivalente à l'hypothèse de monotonie développée par Imbens et Angrist (1994) sur la base de quantités contrefactuelles (voir chapitre 1).

Le modèle de Roy monotone  $M^{RM}$  a la même spécification que le modèle de Roy généralisé à l'exception de la séparabilité de la fonction  $g^D$  :

$$g^D(X, Z, U^D) = g^{DS}(X, Z) - U^D. \quad (2.3.24)$$

L'ensemble des structures compatibles avec ce modèle,  $S^{RM}$ , est tel que la fonction  $g^D$  respecte la contrainte (2.3.24). L'ensemble de structures du modèle de Roy monotone est donc contenu dans l'ensemble de structures du modèle de Roy généralisé :  $S^{RM} \subset S^{RG}$ . Comme la spécification  $v^{RG}$  est la même dans les deux modèles, on a aussi :  $M^{RM} \subset M^{RG}$ .

La monotonie implique que les cas décrits dans la figure 2.2 sont impossibles : il ne peut y avoir simultanément des individus dont l'utilité de participation  $D^*$  augmente lorsque  $Z$  augmente et des individus dont l'utilité de participation diminue lorsque  $Z$  augmente. Dans le modèle de Roy monotone, tous les individus ayant des caractéristiques  $X = x$  données doivent se comporter de la même manière lorsque  $Z$  change de valeur. Soit tous les individus sont casaniers, soit tous les individus sont explorateurs, les deux types d'individus ne peuvent exister simultanément. La monotonie dans ce modèle se comprend donc comme l'uniformité de comportement d'individus différents : c'est pour cela que Heckman, Urzua, et Vytlačil (2006) plaident pour l'usage du terme d'*uniformité* pour quali-

## 2.3 Le modèle générant les données observées

---

fier cette propriété. C'est une restriction importante sur le comportement des individus.

Une conséquence importante de l'hypothèse de monotonie est que la partition de  $\mathcal{U}^D$  définie dans la section précédente est simplifiée : l'un des deux ensembles délimités par des états de participation différents selon la valeur de  $Z$  est forcément vide. Dans le langage de Angrist, Imbens, et Rubin (1996), il ne peut y avoir simultanément des « *compliers* » et des « *defiers* ». Pour le comprendre, il suffit d'écrire  $\mathcal{U}_1^D(x, z)$  et  $\mathcal{U}_0^D(x, z)$  en prenant en compte la séparabilité de la fonction d'utilité (2.3.24) :

$$\mathcal{U}_1^D(x, z) = \{u^D | u^D \leq g^{DS}(x, z)\} \quad (2.3.25)$$

$$\mathcal{U}_0^D(x, z) = \{u^D | u^D > g^{DS}(x, z)\}. \quad (2.3.26)$$

On a alors :

$$\mathcal{U}_{10}^D(x, z, z') = \{u^D | g^{DS}(x, z') < u^D \leq g^{DS}(x, z)\} \quad (2.3.27)$$

$$\mathcal{U}_{01}^D(x, z, z') = \{u^D | g^{DS}(x, z) \leq u^D \leq g^{DS}(x, z')\}. \quad (2.3.28)$$

Comme l'on ne peut avoir simultanément  $g^{DS}(x, z') < g^{DS}(x, z)$  et  $g^{DS}(x, z) < g^{DS}(x, z')$ , l'un de ces deux ensembles est forcément vide. Si par exemple  $z' < z$  et que  $g^{DS}$  est décroissante en  $z$  (par exemple si l'utilité diminue avec l'éloignement entre le domicile et le centre de formation), alors  $\mathcal{U}_{10}^D(x, z, z')$  est vide : il ne peut y avoir de « *defiers* ».

## 2.4 Les politiques publiques vues comme des modifications de la structure générant les données

Contrairement à l'approche de la causalité utilisant le modèle de Rubin, l'approche utilisant les systèmes structurels peut facilement être rattachées à la décision publique. Chaque politique publique envisagée (maintien en l'état de la politique, suppression, introduction d'une subvention...) peut être décrite comme une modification du modèle générant les données observées. Il est alors possible de comparer les mérites de ces décisions à celui de la politique en place.

### 2.4.1 La définition d'une modification de la structure à la Hurwicz

Étudier les conséquences d'une action politique, c'est apprécier la manière dont elle a modifié le système structurel générant les données. Une intervention politique opère, dans le langage de Pearl (2000), une intervention chirurgicale sur les équations du système structurel. Par exemple, dans un modèle de participation volontaire à un programme d'aide au retour à l'emploi, l'intervention politique consistant à supprimer le programme remplace l'équation de participation ayant généré les données par une équation assignant tous les individus à l'état de non participants. De la même manière, dans un modèle décrivant l'équilibre entre l'offre et la demande sur un marché, l'introduction d'un prix garanti peut être formalisée comme le remplacement de l'équation de demande par une équation fixant le prix au niveau sélectionné. Ces interventions modifient la distribution des variables observées et donc l'utilité sociale. C'est la comparaison de l'utilité sociale dans l'état non modifié (politique en place) et dans l'état modifié (suppression de la politique) qui permet de choisir entre ces deux actions.<sup>9</sup>

Il existe plusieurs façons de décrire la manière dont une politique publique peut modifier le modèle générant les données.<sup>10</sup> On choisit de rester le plus proche possible de la formulation de Pearl

<sup>9</sup>Cette approche est un cadre général pour l'étude de la causalité. Elle n'est pas réservée à l'étude des conséquences des politiques publiques. Elle peut servir à étudier les conséquences de causes non directement manipulables par l'intervention publique (comme l'âge des individus, le passé colonial d'un pays...) et à effectuer des prévisions.

<sup>10</sup>Pearl (2000) et Heckman (2005b) proposent deux autres définitions des politiques publiques comme modification ou intervention sur le modèle générant les données. Pearl (2000) propose de ne considérer que les interventions supprimant des équations et les remplaçant par des valeurs fixes des variables que les équations supprimées généraient. C'est ce qu'il appelle l'opération « *do* ». La version proposée ici est une généralisation de son approche, puisqu'il apparaît que l'on peut faire grâce à elle des modifications plus riches que celles qu'envisage Pearl. On peut notamment ajouter des équations nouvelles, définissant des variables nouvelles, par exemple. Les applications au modèle de Roy permettent d'illustrer ces nouvelles possibilités. Heckman (2005b) définit trois types de modifications : les modifications qui affectent la distribution des déterminants des résultats et des choix (c'est à dire des variables exogènes) ; les modifications qui affectent les fonctions  $h_i$  reliant les variables entre elles ; les politiques qui affectent les contenus informationnels auxquels ont accès les individus. Le premier type de modification envisagé par Heckman peut être formulé sous la forme de modifications de Hurwicz comme on les a définies (voir la note 13 page 105). Le deuxième type semble tout à fait inadapté à l'étude de la causalité :

## 2.4 Les politiques publiques vues comme des modifications

(2000), en décrivant les politiques publiques comme des interventions sur les équations du modèle. C'est la manière la plus efficace et la plus générale pour étudier la causalité. On décrit une politique publique comme associant à une spécification  $v$  d'un modèle une nouvelle spécification  $v'$  dans un nouveau modèle. Hurwicz (1962) étant à ma connaissance le premier auteur à avoir formalisé la notion de modification d'un système structurel dans le cadre de l'étude de l'identification de relations causales pertinentes, on définit donc les interventions politiques comme des modifications de Hurwicz.

**Définition 2.4.1 (Modification de Hurwicz)** *Une modification de Hurwicz  $\phi$  est une application qui à chaque spécification  $v$  d'un modèle  $M$  associe une et une seule spécification modifiée  $v'$  de  $M'$  :*

$$\phi : \begin{cases} V & \rightarrow V \\ v & \mapsto \phi(v) = v', \end{cases}$$

avec  $V$  l'ensemble des spécifications possibles.

L'ensemble des décisions ou modifications envisagées est noté  $\Phi^d$ . On se restreint habituellement aux modifications qui affectent le modèle générant les données. Le domaine de départ de ces modifications est donc restreint au seul élément  $\{v\}$ . L'objectif de l'évaluation est de choisir la meilleure des modifications (au sens de la fonction d'objectif social) parmi celles qui prennent la spécification  $v$  comme argument.

Dans le langage de l'étude de la causalité (Simon 1952, Simon et Rescher 1966), la modification est la cause dont on étudie les conséquences. Il est possible d'identifier les conséquences de la modification  $\phi$  si et seulement si l'ensemble des structures  $S$  compatibles avec les données observées prédisent la même répartition des données générées par  $v' = \phi(v)$  et  $S : F_T(.; S, \phi(v))$ . C'est la définition de l'identification des conséquences d'une modification, que l'on formalise dans la suite du chapitre.

---

il est impossible de prévoir la manière dont une politique publique va modifier les paramètres d'une équation de salaire, ou une élasticité, à moins d'introduire les caractéristiques de la politique dans le modèle générant les données, comme le fait Heckman (2005b) lui-même. Si les fonctions  $h_i$  sont modifiées par la politique, c'est qu'elle ne sont pas structurelles (au sens de Hurwicz (1962)) à la modification provoquée par la politique et qu'elles ne peuvent donc pas servir à prévoir ses conséquences. Le troisième type de modification n'est pas envisagé dans ce travail, mais semble tout à fait pertinent, même s'il paraît délicat d'expliquer comment une politique peut changer le niveau d'information des individus.

## 2.4.2 L'exemple du modèle de Roy généralisé

A partir du modèle de Roy décrit dans la section 2.3.2, il est possible de présenter plusieurs exemples de modifications de Hurwicz, définissant des classes de politiques publiques dont les conséquences peuvent paraître intéressantes à étudier. Les politiques publiques envisagées ici consistent à modifier le processus de participation au programme, soit en affectant directement certains individus au programme, soit en subventionnant la participation des individus. On présente des politiques qui ne basent l'allocation de la politique que sur des variables observées. On distingue les politiques consistant à affecter ou non les individus ayant des caractéristiques données au programme, qui sont des politiques coercitives, des politiques non coercitives, consistant à choisir ou non de laisser participer des individus candidats, ayant décidé de participer selon la règle en vigueur dans le programme évalué. Enfin, on présente les politiques ne choisissant pas les candidats, mais choisissant de les encourager ou de les décourager en affectant les déterminants des coûts de participation (subvention des déplacements, rapprochement des centres de formation du domicile, augmentation de la capacité d'accueil des centres de formation...). Ces interventions permettent de représenter la majorité des altérations possibles de la politique évaluée : ce sont les interventions basées sur une information observable.

Par convention, on choisit de ne représenter, dans la définition des modifications de Hurwicz, que les parties de la spécification qui sont modifiées par la politique. Les parties non listées ne sont pas affectées par la modification et continuent d'être définies par le système d'équations (2.3.6), (2.3.7), (2.3.8), (2.3.9), (2.3.10), (2.3.11), (2.3.12) et (2.3.13).

### 2.4.2.1 L'allocation coercitive du programme sur la base des caractéristiques observées

Lorsque l'on observe une population entière, et qu'il n'est pas possible de repérer l'identité des individus lorsque le programme alternatif sera mis en place, le décideur public ne peut se baser que sur les caractéristiques observées pour allouer le traitement. Ces caractéristiques sont constituées par les deux vecteurs  $X$  et  $Z$ .<sup>11</sup>

---

<sup>11</sup> On considère que  $Y$  n'est pas observé lorsque la décision d'allocation du traitement est prise.



## 2.4 Les politiques publiques vues comme des modifications

### 2.4.2.1.1 L'allocation utilisant l'ensemble des caractéristiques observées

On considère la fonction d'allocation qui à chaque valeur des variables observées  $X$  et  $Z$  associe une valeur du traitement :

$$\delta^{xzt} : \begin{cases} \mathcal{X} \times \mathcal{Z} & \rightarrow \mathcal{T} = \{0, 1\} \\ X, Z & \mapsto \delta^{xzt}(X, Z) = t \in \mathcal{T}. \end{cases} \quad (2.4.1)$$

$\mathcal{X}$  et  $\mathcal{Z}$  sont respectivement les supports de  $X$  et  $Z$ . L'ensemble des allocations possibles, en l'absence de contraintes, est donc  $\Delta^{xzt} = \mathcal{X} \times \mathcal{Z} \times \mathcal{T}$ . L'ensemble des fonctions d'allocation est l'ensemble des fonctions de  $\mathcal{X} \times \mathcal{Z}$  dans  $\mathcal{T}$ , noté  $\mathcal{D}^{xzt}$ .

Sur la base de cette fonction d'allocation, un grand nombre de modifications, ou de décisions, sont possibles. On présente d'abord la décision coercitive qui consiste à décider d'affecter ou non au programme tout individu ayant les caractéristiques  $X = x$  et  $Z = z$ . Chaque décision va modifier le système en choisissant d'affecter au programme les individus aux caractéristiques  $X$  et  $Z$ . Une modification typique du système remplace donc l'équation de participation volontaire par une équation de participation coercitive, à la discrétion du décideur, choisie dans  $\mathcal{D}^{xzt}$  :

$$\phi_c^{\delta^{xzt}} : \nu^{RG} \mapsto \nu_c^{\delta^{xzt}} = (D = 1 [D^* \geq 0] \rightarrow D = \delta^{xzt}(X, Z)). \quad (2.4.2)$$

L'ensemble des modifications considérées dans le cas d'une allocation coercitive du programme sur la base des caractéristiques observée est donc :

$$\Phi_c^{\mathcal{D}^{xzt}} = \left\{ \phi_c^{\delta^{xzt}} \mid \delta^{xzt} \in \mathcal{D}^{xzt} \right\}. \quad (2.4.3)$$

### 2.4.2.1.2 L'allocation utilisant une partie des caractéristiques observées

Parmi l'ensemble des modifications générales coercitives de  $\Phi_c^{\mathcal{D}^{xzt}}$ , il est possible de distinguer celles qui ne se basent que sur l'information apportée par les caractéristiques  $X$ , et les allocations constantes, décidant d'affecter l'ensemble des individus au programme ou de le supprimer. Ces deux types d'allocations utilisent moins d'information, et nous seront utiles par la suite lorsqu'il s'agira d'associer ces décisions à des paramètres de traitement pertinents.

On définit tout d'abord une allocation  $\delta^{xt}$  ne se basant que sur les caractéristiques  $X$  :

$$\delta^{xt} : \begin{cases} \mathcal{X} & \rightarrow T = \{0, 1\} \\ X & \mapsto \delta^{xt}(X) = t \in T. \end{cases} \quad (2.4.4)$$

Une modification typique  $\phi_c^{\delta^{xt}}$  peut être définie sur l'exemple de l'équation (2.4.2), remplaçant la participation volontaire des individus par une participation coercitive basée sur les seules caractéristiques  $X$  : tous les individus ayant  $X = x$  sont alors inclus ou exclus du programme.

$$\Phi_c^{\mathcal{D}^{xt}} = \left\{ \phi_c^{\delta^{xt}} \mid \delta^{xt} \in \mathcal{D}^{xt} \right\}. \quad (2.4.5)$$

L'ensemble des modifications de ce type est noté :

$$\Phi_c^{\mathcal{D}^{xt}} = \left\{ \phi_c^{\delta^{xt}} \mid \delta^{xt} \in \mathcal{D}^{xt} \right\}. \quad (2.4.6)$$

Enfin, on peut singulariser parmi ces modifications deux modifications particulières : l'une ( $\phi_c^1$ ) qui consiste à affecter l'ensemble des individus au programme et l'autre ( $\phi_c^0$ ) qui consiste à supprimer le programme.

$$\phi_c^1 : v^{RG} \mapsto v_c^1 = (D = 1 \mid [D^* \geq 0] \rightarrow D = 1), \quad (2.4.7)$$

$$\phi_c^0 : v^{RG} \mapsto v_c^0 = (D = 1 \mid [D^* \geq 0] \rightarrow D = 0). \quad (2.4.8)$$

Ces deux modifications forment un ensemble de choix de politiques publiques que l'on appellera généralisation *vs* suppression :  $\Phi_c^{01} = \{\phi_c^0, \phi_c^1\}$ .

Ces trois ensembles de modifications de Hurwicz sont bien sûr reliés par les relations d'inclusion suivantes :  $\Phi_c^{01} \subset \Phi_c^{\mathcal{D}^{xt}} \subset \Phi_c^{\mathcal{D}^{xzt}}$ . Les modifications utilisant l'information la plus importantes contiennent comme cas particuliers les modifications utilisant moins d'information.

On montre dans la section 2.5.2 que ces modifications définissent comme paramètres de traitement pertinents différents effets moyens du traitement (ATE).

#### 2.4.2.2 La décision d'accepter les candidats au programme sur la base de leurs caractéristiques observées

Plutôt qu'une allocation coercitive, comme définie précédemment, le décideur peut choisir de ne retenir qu'une partie des candidats qui se présentent, selon leurs caractéristiques observées. Dans ce cas, les modifications induites sur le modèle de Roy générant les données prennent une forme légèrement différente des modifications coercitives. Lorsque le décideur utilise l'ensemble de l'information à sa disposition pour accepter les candidats, une modification de Hurwicz typique  $\phi_{nc}^{\delta^{xzt}}$

## 2.4 Les politiques publiques vues comme des modifications

---

consiste à remplacer l'équation de participation par le produit de la décision de participation individuelle (issue d'une utilité de participation positive) et de la décision d'allocation  $\delta^{xzt}$  du décideur :

$$\phi_{nc}^{\delta^{xzt}} : v^{RG} \mapsto v_{nc}^{\delta^{xzt}} = (D = 1 [D^* \geq 0] \rightarrow D = 1 [D^* \geq 0] \delta^{xzt}(X, Z)). \quad (2.4.9)$$

L'ensemble des modifications de Hurwicz consistant à refuser la participation de candidats est définie de la manière suivante :

$$\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}} = \left\{ \phi_{nc}^{\delta^{xzt}} \mid \delta^{xzt} \in \mathcal{D}^{xzt} \right\}. \quad (2.4.10)$$

Cet ensemble contient la modification identité, consistant à conserver le programme en l'état, c'est à dire à accepter l'ensemble des candidats qui se présentent ( $\delta^{xzt}(x, z) = 1, \forall (x, z) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Z}$ ). Choisir une allocation optimale parmi  $\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}}$  revient donc en partie à évaluer le mérite de la politique en place.

Si le décideur envisage les modifications  $\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}}$ , il se contente d'agir sur le pool des candidats se présentant pour participer au programme, en refusant potentiellement leur participation. On montre dans la section 2.5.2 que la recherche de la décision optimale parmi ces modifications réclame de connaître le signe de l'impact moyen du traitement sur les traités, pour chaque caractéristique  $X = x$  et  $Z = z$  donnée.

Il est possible de distinguer, parmi ces modifications  $\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}}$  consistant à refuser la participation de certains candidats, des ensembles plus réduits, mais ayant un sens pour la définition des paramètres de traitement. De manière analogue aux sous-ensembles définis dans le cas de distributions coercitives du programme, il est possible de définir des modifications basant la participation au programme sur les caractéristiques  $X$  seules ( $\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xt}}$ ) et des modifications affectant le programme à tous les candidats ou à aucun ( $\Phi_{nc}^{01}$ ).

**2.4.2.2.1 Remarque : l'utilité retirée de la participation au programme est-elle structurelle aux modifications consistant à refuser la participation de certains candidats ?**

Comme le remarque Hurwicz (1962), la définition d'un modèle se base implicitement sur un ensemble de modifications qui n'affectent pas sa structure. Le pouvoir d'un modèle, c'est d'être basé sur des équations comportementales robustes à certaines modifications de l'environnement. C'est cette propriété qui permet de l'utiliser pour envisager les conséquences des modifications dues à des interventions politiques. La structuralité d'un modèle est souvent liée à la propriété d'autonomie des différentes équations : les modifications qui affectent l'une d'entre elles ne doivent pas, si elles sont autonomes, modifier la structure des autres relations (voir chapitre 1).

Il est possible que certaines modifications envisagées du modèle de Roy remettent en cause l'autonomie des relations. Certaines relations peuvent ne pas être structurelles par rapport à ces modifications : leurs propriétés, la valeur des fonctions qui les composent peuvent être altérées par la modification envisagée. Dans ce cas, le modèle que nous utilisons pour évaluer les politiques n'est plus adapté : il n'est pas suffisamment structurel.

Un bon exemple de cette possible insuffisance de structuralité peut être pris à partir des modifications consistant à refuser la participation d'individus candidats au programme. L'équation (2.3.10) déterminant l'utilité de leur participation peut ne pas être structurelle à ces modifications. Notamment parce qu'il est possible qu'elle ne soit pas autonome à certaines modifications de l'équation de participation (2.3.9).

L'utilité  $g^D$  que retire l'individu de sa participation au programme de formation peut être calculée sur la base de la différence entre les revenus qu'il obtient en ayant participé au programme et ceux qu'il obtient en ne participant pas (Heckman et Robb 1986, Heckman, LaLonde, et Smith 1999) :

$$g^D(X, Z, V, \Xi) = E[Y^1 - Y^0 | \Xi] - C(X, Z, V). \quad (2.4.11)$$

$\Xi$  désigne l'information que possède l'individu sur ses gains à la participation au programme (l'individu peut connaître  $X$ , mais aussi  $U^1$  et  $U^0$ ), et  $C(X, Z, V)$  est la fonction mesurant les coûts de participation à la formation. Lorsque  $g^1$ ,  $g^0$  et  $C$  ont un terme d'erreur additivement séparable,  $U^D$  est une combinaison de  $U^1$ ,  $U^0$  et  $V$ .

L'équation (2.4.11) est une manière de justifier l'équation de participation. Mais cette formulation n'est pas structurelle à l'introduction d'un refus des candidats par l'administration. Posons que  $D^A$  est une variable dichotomique prenant la valeur 1 si un candidat est accepté par l'administration,

## 2.4 Les politiques publiques vues comme des modifications

---

et la valeur 0 sinon. Nous savons que l'administration utilise la fonction d'allocation  $\delta^{xzt}$  optimale pour sélectionner les individus. Dans un modèle général de participation, les individus ne sont pas nécessairement conscients de l'existence de cette procédure. Ils peuvent anticiper la décision de l'administration sur la base de l'information  $\Xi$  dont ils disposent. Notons  $h^D$  la fonction mesurant le niveau d'utilité que l'individu retire de sa candidature dans un modèle général où l'administration peut prendre la décision de la refuser.

S'il candidate, l'individu a deux composantes à son revenu : le revenu qu'il obtiendra s'il est accepté dans le programme  $((E[Y^1|\Xi] - C(X, Z, V))Pr(D^A = 1|\Xi))$  et le revenu qu'il obtiendra s'il est rejeté  $(E[Y^0|\Xi] Pr(D^A = 0|\Xi))$ .<sup>12</sup> S'il ne candidate pas, le revenu de l'individu sera  $E[Y^0|\Xi]$ . On a donc une nouvelle formulation plus générale pour l'utilité de la participation :

$$h^D(X, Z, V, \Xi) = [E[Y^1 - Y^0|\Xi] - C(X, Z, V)] Pr(D^A = 1|\Xi) \quad (2.4.12)$$

$$= g^D(X, Z, V, \Xi) Pr(D^A = 1|\Xi). \quad (2.4.13)$$

Le résultat de l'équation (2.4.13) illustre bien la notion d'autonomie et de structuralité : la fonction  $h^D$  dépend de la probabilité perçue par le candidat d'être accepté dans le programme. Cette probabilité est égale à un dans le modèle de Roy généralisé. Lorsque le décideur choisit de sélectionner seulement une partie des candidats, la fonction  $h^D$  est affectée :  $Pr(D^A = 1|\Xi)$  devient inférieure ou égale à un, selon l'information dont dispose l'individu sur les décisions d'allocation du programme. La fonction  $g^D$  du modèle général n'est donc pas structurelle à la modification envisagée : on ne peut utiliser son estimation dans le cas où le programme accepte tous les candidats pour prévoir le comportement des candidats lorsqu'ils seront sélectionnés. Dans le cas où l'acceptation de candidats est perçue comme n'étant pas sûre ( $Pr(D^A = 1|\Xi) < 1$ ), l'équation de participation du modèle de Roy n'est pas structurelle. On peut alors montrer que l'effet moyen du traitement sur les traités conditionnel à  $X = x$ , qui est le paramètre permettant de décider de l'acceptation des candidats, n'est pas structural, et donc conduit à une décision erronée. Ce problème est une application de la critique de Lucas (1976) au modèle de Roy, et à l'évaluation de politiques publiques microéconomiques.

---

<sup>12</sup>On fait l'hypothèse qu'il n'y a pas de coût à se porter candidat, mais seulement un coût à participer au programme.

### 2.4.2.3 La décision d'accepter les candidats au programme et d'obliger les non-candidats à participer sur la base de leurs caractéristiques observées

Les décisions définies dans les deux sections précédentes 2.4.2.1 et 2.4.2.2 peuvent être envisagées de manière plus générale : le décideur peut vouloir, sur la base des caractéristiques observées, à la fois choisir d'accepter ou de refuser les candidats au programme et choisir d'obliger les non candidats à participer ou non. S'il choisit d'obliger tout le monde à participer, il utilise une allocation coercitive décrite dans la section 2.4.2.1. S'il choisit de ne pas inciter les non candidats à participer, il choisit une procédure de sélection des candidats telle que décrite dans la section 2.4.2.2. Ces deux ensembles de décisions sont donc contenus dans l'ensemble décrit ici. Les décisions envisagées dans cette section permettent néanmoins un niveau de souplesse supplémentaire, que le décideur peut vouloir utiliser : il peut décider de ne recevoir aucun des candidats, tout en obligeant l'ensemble des non candidats à participer. De telles situations, dans lesquelles l'effet moyen du traitement sur les traités est négatif et l'effet moyen du traitement sur les non traités positif, ne sont pas rares (Aakvik, Heckman, et Vytlacil 2005).

Soient  $\delta_a^{xzt}$  et  $\delta_b^{xzt}$  deux allocations quelconques de  $\mathcal{D}^{xzt}$ . La modification consistant à distinguer candidats et non candidats pour la participation au programme peut s'écrire comme suit :

$$\phi_{ab}^{\delta^{xzt}} : v^{RG} \mapsto v_{ab}^{\delta^{xzt}} = \begin{pmatrix} D = 1 [D^* \geq 0] \rightarrow & D = 1 [D^* \geq 0] \delta_a^{xzt}(X, Z) \\ & + 1 [D^* < 0] \delta_b^{xzt}(X, Z) \end{pmatrix}. \quad (2.4.14)$$

Dans la structure modifiée,  $D$  est bien égal à un ou à zéro, puisque les deux évènements  $D^* \geq 0$  et  $D^* < 0$  sont mutuellement exclusifs : ils ne peuvent subvenir simultanément, un même individu ne pouvant à la fois être candidat et ne pas être candidat.

L'ensemble des modifications de ce type sur lesquelles le décideur peut vouloir chercher un optimum est :

$$\Phi_{ab}^{\mathcal{D}^{xzt}} = \left\{ \phi_{ab}^{\delta^{xzt}} \mid (\delta_a^{xzt}, \delta_b^{xzt}) \in \mathcal{D}^{xzt} \times \mathcal{D}^{xzt} \right\}. \quad (2.4.15)$$

Les modifications envisagées précédemment sont contenues dans celles-ci :  $\Phi_c^{\mathcal{D}^{xzt}} \subset \Phi_{ab}^{\mathcal{D}^{xzt}}$  et  $\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}} \subset \Phi_{ab}^{\mathcal{D}^{xzt}}$ .

## 2.4 Les politiques publiques vues comme des modifications

---

### 2.4.2.4 La décision de subventionner la participation des individus au programme

Un autre type de politique, moins coercitive que les deux précédentes, consiste à subventionner la participation des individus au programme, par exemple en diminuant leurs coûts de participation. On considère seulement des modifications des variables  $Z$ , les variables  $X$  étant considérées comme des composantes difficilement manipulables par le décideur. Les politiques étudiées ici consistent par exemple à subventionner les transports des participants, en offrant une subvention de  $r$  €, ou à diminuer la distance entre le domicile des individus et le centre de formation de  $r$  kilomètres (par l'ouverture d'un nouveau centre, par exemple) ou encore à diminuer la sélectivité des programmes en augmentant la capacité d'accueil des centres de formation (de  $r$  places). C'est pour l'évaluation de ces politiques que l'hypothèse de monotonie va jouer un rôle important. On montre par la suite que l'effet local moyen du traitement (LATE) n'est un paramètre intéressant pour ce type de politiques que dans le modèle de Roy monotone. Il existe pourtant dans le modèle de Roy généralisé un paramètre plus général qui permet de prendre ces décisions, l'effet de l'intention de traiter.

On distingue une politique de subvention ayant sélectionné un montant  $r$  fixe, des politiques cherchant à sélectionner un montant  $r$  optimal.

#### 2.4.2.4.1 Une subvention de montant fixe

Soit  $r$  un vecteur de valeurs constantes réelles de même dimension que le vecteur  $Z$ .  $r$  mesure les modifications que l'on souhaite faire sur les variables  $Z$  pour changer la manière dont les agents participent au programme. Ces subventions de montant fixe, uniforme et connu à l'avance, peuvent être distribuées à l'ensemble des individus, ou de manière plus fine sur la base des caractéristiques observées des individus. C'est cette dernière option, plus large, qui est étudiée ici. On utilise donc la fonction d'allocation  $\delta^{xzt}$  définie par l'équation (2.4.2).

Chaque décision va modifier le système en choisissant de retirer le vecteur  $r$  aux caractéristiques  $Z$  des individus ayant les caractéristiques  $X$  et  $Z$ . Une modification typique du système ajoute donc à l'équation définissant  $Z$ , le niveau des déterminants des coûts de participation au programme, une équation définissant  $Z'$ , le niveau de ces déterminants une fois la subvention prise en compte. Si  $Z$  est le coût du transport entre le domicile et le centre de formation avant subvention,  $Z'$  est le coût une fois la subvention prise en compte. Il peut être égal à  $Z$  si aucune subvention n'est donnée. De même, si  $Z$  mesure la distance entre le domicile et le centre de formation le plus proche avant ouverture du nouveau centre,  $Z'$  mesure la distance au nouveau centre de formation nouvellement ouvert. Enfin,

si  $Z$  mesure la capacité initiale du centre d'accueil,  $Z'$  mesure la capacité du centre d'accueil après une réforme qui a ajouté  $-r$  places.<sup>13</sup>

$$\phi_r^{\delta^{xzt}} : v^{RG} \mapsto v_r^{\delta^{xzt}} = \begin{pmatrix} D^* = g^D(X, Z, U^D) & \rightarrow D^* = g^D(X, Z', U^D) \\ Z = \eta & \rightarrow \begin{cases} Z' = Z - \delta^{xzt}(X, Z)r \\ Z = \eta \end{cases} \end{pmatrix}. \quad (2.4.16)$$

L'ensemble des modifications consistant à choisir de retirer le vecteur  $r$  aux déterminants de la participation selon les caractéristiques observées des individus est donc :

$$\Phi_r^{\mathcal{D}^{xzt}} = \left\{ \phi_r^{\delta^{xzt}} \mid \delta^{xzt} \in \mathcal{D}^{xzt} \right\}. \quad (2.4.17)$$

On montre dans la section 2.5.2 que l'effet de l'intention de traiter (ITE) permet de prendre ces décisions. L'effet local moyen du traitement (LATE) ne le permet que sous l'hypothèse de monotonie et associé à un paramètre supplémentaire. Dans le modèle de Roy généralisé, le LATE est inutile pour prendre une décision. On peut par contre définir l'effet local moyen du traitement sur les « *compliers* » ( $\text{LATE}^c$ ) qui correspond à la modification suivante : l'association d'une subvention à la coercition. L'action coercitive du politique permet d'éviter que les participants qui souhaitent quitter le programme suite à la mise en place de la subvention (les « *defiers* » de Angrist, Imbens, et Rubin (1996)) le puisse. La modification envisagée est dans ce cas :

$$\phi_{rc}^{\delta^{xzt}} : v^{RG} \mapsto v_{rc}^{\delta^{xzt}} = \begin{pmatrix} D = 1 [D^* \geq 0] & \rightarrow D = \max \{ 1 [D^* \geq 0] ; 1 [D^{**} \geq 0] \} \\ D^* = g^D(X, Z, U^D) & \rightarrow \begin{cases} D^{**} = g^D(X, Z', U^D) \\ D^* = g^D(X, Z, U^D) \end{cases} \\ Z = \eta & \rightarrow \begin{cases} Z' = Z - \delta^{xzt}(X, Z)r \\ Z = \eta \end{cases} \end{pmatrix}. \quad (2.4.18)$$

L'ensemble des modifications pour lesquelles le  $\text{LATE}^c$  est pertinent dans le modèle de Roy géné-

<sup>13</sup>Comme mentionné dans la note 10 à la page 96, il aurait été possible de présenter cette modification comme une intervention sur la fonction de distribution des données inobservées. Le retrait de  $r$  aux coûts de transports se traduit par un déplacement de la distribution de  $\eta$ . Le lien de cette modification avec le LATE serait dans ce cas moins direct. Par ailleurs, il me semble plus clair de modifier  $Z$ , ce qui traduit bien l'action publique : on ne peut intervenir que sur ce que l'on observe.



## 2.4 Les politiques publiques vues comme des modifications

ralisé est :

$$\Phi_{rc}^{\mathcal{D}^{xzt}} = \left\{ \phi_{rc}^{\delta^{xzt}} \mid \delta^{xzt} \in \mathcal{D}^{xzt} \right\}. \quad (2.4.19)$$

Ces modifications sont à la limite de la faisabilité pour les pouvoirs publics : elles nécessitent de pouvoir repérer les « defiers », les individus qui auraient participé en l'absence des subventions, mais qui ne décident de ne plus participer en présence des subventions. Ils peuvent être repérés grâce à leur participation précédente, lorsque la politique sans subvention était en place, ou grâce à l'estimation de l'équation mesurant l'utilité des individus (et donc de l'équation  $g^D$ ).

### 2.4.2.4.2 Le choix du montant de subvention optimal

Soit  $r$  un vecteur réel de même dimension que  $Z$  (disons  $K$ ). Nous considérons le choix optimal du transfert  $r$  à donner aux individus pour optimiser la fonction de bien-être social. Soit une fonction d'allocation typique  $\delta^{xzt}$  :

$$\delta^{xzt} : \begin{cases} \mathcal{X} \times \mathcal{Z} & \rightarrow \mathbb{R}^K \\ X, Z & \mapsto \delta^{xzt}(X, Z) = r \in \mathbb{R}^K. \end{cases} \quad (2.4.20)$$

L'ensemble des allocations possibles, en l'absence de contraintes, est donc  $\Delta^{xzt} = \mathcal{X} \times \mathcal{Z} \times \mathbb{R}^K$ . L'ensemble des fonctions d'allocation est l'ensemble des fonctions de  $\mathcal{X} \times \mathcal{Z}$  dans  $\mathbb{R}^K$ . Cet ensemble est noté  $\mathcal{D}^{xzt}$ . Il s'agit de choisir l'allocation optimale des subventions  $r$ . Une modification typique du système est la suivante :

$$\phi^{\delta^{xzt}} : v^{RG} \mapsto v^{\delta^{xzt}} = \begin{pmatrix} D^* = g^D(X, Z, U^D) & \rightarrow D^* = g^D(X, Z', U^D) \\ Z = \eta & \rightarrow \begin{cases} Z' = Z - \delta^{xzt}(X, Z) \\ Z = \eta \end{cases} \end{pmatrix}. \quad (2.4.21)$$

L'ensemble des modifications considérées sur lesquelles on recherche un optimum est donc :

$$\Phi^{\mathcal{D}^{xzt}} = \left\{ \phi^{\delta^{xzt}} \mid \delta^{xzt} \in \mathcal{D}^{xzt} \right\}. \quad (2.4.22)$$

Avec ce choix politique, plutôt que de distribuer une subvention d'un montant fixe de manière uniforme, on choisit le montant optimal de la subvention, qui sera potentiellement différent pour chaque groupe d'individus ayant les mêmes caractéristiques  $X = x$  et  $Z = z$ . On montre dans la section 2.5.2.5 que le choix parmi ces modifications n'est permis par l'effet marginal moyen du traite-

ment (MTE) que dans le modèle de Roy monotone. On définit un nouveau paramètre, l'effet marginal moyen net du traitement ( $MTE^n$ ), qui permet de choisir parmi ces différentes interventions dans un modèle non monotone.

## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

Les notions présentées dans les parties précédentes peuvent maintenant être rassemblées pour définir un problème de décision et la manière dont plusieurs problèmes de décision forment un problème d'évaluation. On montre ensuite que la résolution d'un problème de décision dépend de l'identification de certaines caractéristiques de la structure du modèle et uniquement de celles-ci. Ces caractéristiques sont dites décisives. La décisivité des caractéristiques de la structure est une application de la maxime de Marschak (1953). La notion de caractéristique décisive est une extension de la notion de paramètre de traitement pertinent politiquement (PRTE) de Heckman et Vytlačil (2001) : la décisivité est en effet définie pour un problème de décision et non uniquement pour la comparaison de la politique en place avec une politique alternative. Les exemples tirés du modèle de Roy montrent que cette approche est plus riche, puisqu'elle permet de définir et clarifier le rôle des différents paramètres d'effet moyen du traitement et d'en définir de nouveaux, parfois plus généraux.

### 2.5.1 Un problème de décision et la notion de caractéristique décisive associée

Ayant introduit les quatre grandes composantes d'un problème d'évaluation, nous pouvons enfin le définir. On introduit ensuite la notion de caractéristique décisive, qui permet de mettre en oeuvre la maxime de Marschak (1953) : n'identifier à partir des données observées que les caractéristiques de la structure dont le décideur a besoin pour prendre sa décision.

#### 2.5.1.1 La définition d'un problème de décision

Il existe deux types de problèmes de décision, selon que l'on cherche (Fleurbaey et Maniquet 1996) :

- Un classement de l'ensemble des décisions possibles,
- La meilleure décision parmi un ensemble d'actions possibles.

C'est ce second type de problème de décision que nous allons étudier. Le niveau d'information nécessaire pour atteindre cette décision est plus réduit que celui nécessaire à l'établissement d'un classement.

Un problème de décision tel que défini dans ce travail est composé de quatre éléments :

- Une fonction de valorisation des états sociaux, telle que définie dans la section 2.2,
- Un ensemble de politiques possibles, formulées comme des modifications de Hurwicz, comme définies dans la section 2.4,

- Un modèle expliquant la manière dont les données ont été générées, et structurel aux modifications envisagées, comme présenté dans la section 2.3,
- Une distribution jointe caractérisant la distribution des données observées, comme présentée dans la section 2.3.

Un problème de décision consiste à sélectionner la meilleure des décisions possibles, sur la base de la fonction de valorisation des états sociaux. Le modèle est utilisé pour générer les conséquences des modifications envisagées. La distribution des données permet de déterminer la ou les structures du modèle compatibles avec les données. Un problème de décision donné peut avoir plusieurs solutions, si plusieurs structures du modèle également compatibles avec les données sélectionnent une décision optimale différente.

On peut définir un problème de décision donné comme le choix d'une décision  $\phi$  optimale pour une fonction de valorisation sociale  $W$  parmi un ensemble  $\Phi^d$  de modifications possibles sur la base d'un modèle  $M = (\nu, S^0)$  et d'une distribution des données observées  $F_T$ .

**Définition 2.5.1 (Problème de décision et décision optimale)** *Un problème de décision est constitué d'un quadruplet  $(\Phi^d, W, M, F_T)$  tel que l'on cherche :*

$$\max_{\phi \in \Phi^d} W(F_T(t; \phi(\nu), S)), S \in S^0 \text{ tq } F_T(.; \nu, S) = F_T(.).$$

*La décision optimale, pour une structure donnée peut être définie comme suit :*

$$\phi^*(S, \Phi^d, W, M, F_T) = \arg \max_{\phi \in \Phi^d} W(F_T(t; \phi(\nu), S)), S \in S^0 \text{ tq } F_T(.; \nu, S) = F_T(.).$$

*L'ensemble des décisions optimales pour un problème de décision peut être défini comme suit :*

$$\Phi^*(\Phi^d, W, M, F_T) = \left\{ \phi^*(S, \Phi^d, W, M, F_T) | S \in S^0 \text{ et } F_T(.; \nu, S) = F_T(.) \right\}.$$

La décision optimale est celle qui maximise la fonction d'objectif social, parmi l'ensemble des décisions possibles, sur la base des données générées par une structure donnée, compatible avec les données observées. Les conséquences de chaque modification sont prédites grâce à la spécification modifiée  $\phi(\nu)$ , dont les caractéristiques ont été déduites de la spécification originale  $\nu$ .

Les décisions optimales pour chaque structure du modèle ne sont pas forcément identiques. Il y a un problème d'identification de la décision optimale lorsque l'ensemble des décisions optimales

## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

---

a plus d'un élément. Dans ce cas, les données observées sont insuffisantes pour trancher entre des explications divergentes des données, qui impliquent des décisions différentes :

**Définition 2.5.2 (Absence d'identification d'une décision)** *On dira qu'un problème de décision  $(\Phi^d, W, M, F_T)$  n'est pas identifié si :*

$$\exists S, S' \in S^0 \text{ tq } \phi^*(S, \Phi^d, W, M, F_T) \neq \phi^*(S', \Phi^d, W, M, F_T).$$

### 2.5.1.2 La notion de caractéristiques décisives pour un problème de décision

Un paramètre d'impact comme l'ATE est une caractéristique d'une structure. Lorsqu'il est identifié, il doit permettre de prendre une décision face à un problème de décision particulier (ou à un ensemble de problèmes de décision particuliers). La pertinence de ce paramètre doit pouvoir être ramenée à celle du problème de décision auquel il correspond. Pour cela, j'introduis la notion de caractéristiques décisives pour un problème de décision. C'est une généralisation de la notion de paramètre de traitement pertinent politiquement (PRTE) introduite par Heckman et Vytlacil (2001).

#### 2.5.1.2.1 La définition des caractéristiques d'une structure

A la suite de Hurwicz (1950), Koopmans et Reiersol (1950) et Matzkin (A paraître), nous définissons une caractéristique  $\psi$  d'une structure comme une application qui à chaque structure associe la valeur  $\theta$  de l'une de ses caractéristiques (par exemple, la valeur de l'un des fonctions, sa pente en un point donné, la moyenne de l'une des variables) décrivant une partie de la structure :

**Définition 2.5.3 (Caractéristique d'une structure)** *Une caractéristique d'une structure  $S$  est une application :*

$$\psi : \begin{cases} S^0 & \rightarrow \Omega \\ S & \mapsto \psi(S) = \theta. \end{cases}$$

$\Omega$  est l'ensemble des valeurs que peut prendre la caractéristique  $\psi$  : il peut s'agir par exemple de  $\mathbb{R}$  si  $\psi$  est la moyenne d'une variable.

Si on note  $\Psi$  l'ensemble des applications associant à une structure l'une de ses caractéristiques, on peut définir l'ensemble des caractéristiques de  $S$  comme suit :

**Définition 2.5.4 (Ensemble des caractéristiques d'une structure)** *L'ensemble des caractéristiques d'une structure  $S$  est une application :*

$$\zeta : \begin{cases} S^0 & \rightarrow \Gamma \\ S & \mapsto \{\psi(S) | \psi \in \Psi\}. \end{cases}$$

$\Gamma$  est l'ensemble des valeurs que peuvent prendre l'ensemble des caractéristiques de  $S$ .

Soit  $\chi(S)$  un sous ensemble de  $\zeta(S)$  (un ensemble de caractéristiques de la structure  $S$  :  $\chi(S) \subseteq \zeta(S)$ ). Soit  $\Theta(S)$  l'ensemble des parties de  $\zeta(S)$  :  $\chi(S) \in \Theta(S)$ . On notera  $\Theta$  l'ensemble des ensembles de caractéristiques possibles des structures possibles.

Il peut arriver qu'une structure entière ne soit pas identifiée, mais qu'un ensemble de caractéristiques  $\chi(S)$  de la structure le soit. Cet ensemble peut être constitué de la pente d'une des fonctions  $h_i$ , du produit de ces pentes, de la pente d'une des combinaison de ces fonctions, ou de cette combinaison même. Un ensemble de caractéristiques  $\chi(S)$  est identifié par un modèle  $M$  dans une structure  $S$  s'il a la même valeur dans toutes les structures du modèle observationnellement équivalentes à  $S$  :

**Définition 2.5.5 (Identification d'un ensemble de caractéristiques)** *Un ensemble de caractéristiques  $\chi(S)$  est identifié par un modèle  $M$  à partir des données observées  $F_T$  si :*

$$\forall S, S' \in S^0, S' \neq S \text{ et } F_T(., v, S) = F_T(., v, S') = F_T(.) \Rightarrow \chi(S) = \chi(S').$$

#### 2.5.1.2.2 Les caractéristiques décisives pour un problème de décision

Pour relier le problème de décision (2.5.1) à la notion de caractéristique d'une structure (et donc aux paramètres d'évaluation), nous définissons la notion de caractéristique décisive : c'est la caractéristique de la structure dont la connaissance est nécessaire et suffisante pour classer les décisions. Nous notons  $\mathbf{M}$  l'ensemble des modèles,  $\mathbf{P}$  l'ensemble des ensembles de décisions possibles,  $\mathbf{W}$  l'ensemble des fonctions de valorisation sociales prenant  $F_T$  comme argument, et  $\mathbf{F}_T$  l'ensemble des lois de probabilité sur le support de  $T$ .

## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

---

**Définition 2.5.6 (Caractéristiques décisives pour un problème de décision)** *Un ensemble de caractéristiques décisif pour un problème de décision  $(\Phi^d, W, M, F_T)$  est une application :*

$$\chi^o : \begin{cases} \mathbf{P} \times \mathbf{M} \times \mathbf{W} \times \mathbf{F}_T & \rightarrow \Theta \\ (\Phi^d, W, M, F_T) & \mapsto \left\{ \psi \mid \forall S, S' \in S^0, S' \neq S, (\psi(S) \neq \psi(S')) \Leftrightarrow \right. \\ & \left. \left( \phi^*(S, \Phi^d, W, M, F_T) \neq \phi^*(S', \Phi^d, W, M, F_T) \right) \right\}. \end{cases}$$

La décisivité d'un ensemble de caractéristiques est une propriété qui va nous permettre de caractériser les paramètres classiques d'évaluation : pour quelles modifications et quelle fonction objectif ces paramètres sont-ils décisifs, dans un modèle donné ? Une caractéristique est décisive si elle est nécessaire et suffisante pour étudier une modification pour une fonction d'objectif donnée.

Certaines caractéristique d'une structure peuvent être suffisantes pour un problème donné : si elles prennent la même valeur dans deux structures différentes, alors le choix optimal sera identique ; la réciproque n'est pas forcément vraie : un classement identique peut être obtenu avec deux structures ayant des valeurs différentes des caractéristiques suffisantes. Identifier des caractéristiques suffisantes n'est pas nécessaire du point de vue décisionnel : cela risque d'impliquer des restrictions sur les structures envisageables (et donc une restriction de la pertinence causale) inutiles pour la décision.

Des caractéristiques peuvent aussi être nécessaires pour la décision, sans être suffisantes : elle peuvent prendre la même valeur dans deux structures différentes sans pour cela que la même décision soit prise dans les deux structures. Par contre, deux décisions identiques dans deux structures différentes correspondent toujours à une valeur identique des caractéristiques nécessaires. Ces caractéristiques n'offrent pas une information suffisante pour prendre une décision.

## 2.5.2 Les paramètres de traitement définis comme des caractéristiques décisives dans le modèle de Roy généralisé

Dans le modèle de Roy généralisé, on a défini dans la section 2.2.2 la manière dont l'utilité sociale est mesurée (en terme de distribution des revenus) ; dans la section 2.4.2 la manière dont les décisions publiques envisagées peuvent être traduites en terme de modifications du modèle générant les données ; dans la section 2.3.2 le modèle de Roy généralisé et les différents modèles générés par différentes restrictions ainsi que les données générées par le modèle. Il est donc possible de formuler différents problèmes de décision, selon notamment les modifications sélectionnées. On définit ainsi plusieurs caractéristiques décisives associées à différents problèmes de décision, et on montre à quels problèmes précis les paramètres de traitement « classiques » sont associés.

### 2.5.2.1 L'assignation coercitive sur la base des caractéristiques observées et l'effet moyen du traitement

Si l'identité des individus n'est pas observable, il est néanmoins possible d'observer leurs caractéristiques, notamment  $X$  et  $Z$ . Le décideur peut alors choisir d'attribuer le programme de manière coercitive à ces individus. Le problème de décision auquel le décideur fait face est alors :

$$\begin{aligned} \max_{\phi \in \Phi_c^{\mathcal{D}^{xzI}}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_Y(y; \phi(v^{RG}), S) \\ \forall S \in S^{RG} \text{ tq } F_{Y,D,X,Z}(\cdot; v^{RG}, S) = F_{Y,D,X,Z}(\cdot), \end{aligned} \quad (2.5.1)$$

Avec  $\Phi_c^{\mathcal{D}^{xzI}}$  l'ensemble des allocations coercitives du traitement sur la base des caractéristiques observées des individus, défini dans la section 2.4.2.1.

La solution de ce problème de décision est l'effet moyen du traitement, la caractéristique décisive qui lui est associé :

**Proposition 2.5.1 (Solution du problème d'allocation coercitive)** *La solution du problème d'allocation coercitive est l'effet moyen du traitement :*

- (i) *La solution du problème d'allocation coercitive est :  $\phi^*(S, \Phi_c^{\mathcal{D}^{xzI}}, W_{VNM}, M^{RG}, F_{YDXZ}) = \phi_c^{\delta_c^{xzI}}$  telle que  $\delta_c^{xzI}(x, z) = 1 [E[u(Y^1) - u(Y^0)|X = x; v^{RG}, S] \geq 0]$*
- (ii) *La caractéristique décisive du problème d'allocation coercitive avec une fonction d'objectif indépendante aux inégalités est le signe de l'effet moyen du traitement :*

$$\chi^0(\Phi_c^{\mathcal{D}^{xzI}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ})(S) = \{1 [E[Y^1 - Y^0|X = x; v^{RG}, S] \geq 0]\}_{x \in \mathcal{X}}.$$



## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

---

PREUVE : Voir en annexe 2.A. ■

La proposition (2.5.1) permet de démontrer que l'effet moyen du traitement (ATE) est la caractéristique décisive du problème d'allocation coercitive du traitement sur la base des caractéristiques observées, pour une fonction de bien-être social indifférente aux inégalités. L'effet moyen du traitement permet donc de choisir entre étendre le bénéfice du programme à l'ensemble des individus ayant les caractéristiques  $X = x$  et les priver du programme, sans se préoccuper de la manière dont les bénéfices sont répartis. Il ne permet pas de choisir, dans le modèle de Roy généralisé, mais aussi dans le modèle de Roy monotone, d'accepter ou de refuser des candidats. Ni de sélectionner une allocation selon une fonction de bien-être social attentive aux inégalités. Ainsi, les résultats d'expériences contrôlées donnant l'effet moyen du traitement sont-ils inutiles pour un dirigeant se souciant de la répartition des résultats. Un traitement contre le cancer peut avoir un effet moyen positif, mais un effet distributif adverse, par exemple parce que la majorité des traités voient leur état empirer, alors que quelques individus en bénéficient de manière disproportionnée. De la même manière, un programme d'aide au retour à l'emploi peut avoir un impact très fort sur les individus les plus favorisés (ayant le revenu le plus élevé en l'absence de traitement) et un impact faible voire défavorable sur les individus les plus défavorisés. C'est le cas du programme *GAIN* analysé par Dehejia (2005) : l'impact moyen du programme est favorable, alors que l'impact sur les plus défavorisés (fonction de bien-être sociale rawlsienne) est négatif. Le même type de résultat est obtenu par Heckman, Smith, et Clements (1997) et Abadie, Angrist, et Imbens (2002) dans leur évaluation de l'impact du programme JTPA. Le développement d'évaluations ayant une pertinence éthique plus large est donc une priorité, l'hétérogénéité des impacts des programmes étant la règle plutôt que l'exception.

La proposition (2.5.1) montre par ailleurs que l'allocation du programme optimale est indépendante de  $Z$  : dans le modèle de Roy généralisé, l'observation de  $Z$  ne permet pas d'améliorer l'utilité sociale.

### 2.5.2.2 La sélection des candidats et l'effet moyen du traitement sur les traités

Le décideur peut souhaiter adopter un comportement moins coercitif, en décidant uniquement de refuser ou d'accepter les candidats qui se présentent. Dans ce cas, le problème de décision auquel il fait face peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} & \max_{\phi \in \Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_Y(y; \phi(v^{RG}), S) \\ & \forall S \in S^{RG} \text{ tq } F_{Y,D,X,Z}(\cdot; v^{RG}, S) = F_{Y,D,X,Z}(\cdot), \end{aligned} \quad (2.5.2)$$

Avec  $\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}}$  l'ensemble des modifications non coercitives du modèle de Roy, définies dans la section 2.4.2.2. La solution de ce problème de décision est l'effet moyen du traitement sur les traités, la caractéristique décisive qui lui est associé :

**Proposition 2.5.2 (Solution du problème d'allocation non coercitive)** *La solution du problème d'allocation non coercitive est l'effet moyen du traitement sur les traités :*

- (i) *La solution du problème d'allocation non coercitive est :  $\phi^*(S, \Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}}, W_{VNM}, M^{RG}, F_{YDXZ}) = \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}$  telle que  $\delta_{nc}^{xzt}(x, z) = 1 [E[u(Y^1) - u(Y^0)|D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S] \geq 0]$*
  - (ii) *La caractéristique décisive du problème d'allocation non coercitive avec une fonction d'objectif indifférente aux inégalités est le signe de l'effet moyen du traitement sur les traités :*
- $$\chi^o(\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xzt}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ})(S) = \{1 [E[Y^1 - Y^0|D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S] \geq 0]\}_{(x,z) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Z}}.$$

PREUVE : Voir en annexe 2.B. ■

La proposition (2.5.2) permet de démontrer que l'effet moyen du traitement sur les traités (TT) est la caractéristique décisive du problème de décision dans lequel les candidats au programme sont acceptés sur la base de leurs caractéristiques observées, avec une fonction d'utilité sociale indifférente aux inégalités.

Deux résultats conséquence de cette proposition sont intéressants à noter :

- L'effet moyen du traitement dans sa version inconditionnelle est la caractéristique décisive du problème consistant à choisir entre conserver le programme dans son ensemble et l'arrêter :

$$\chi^o(\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{01}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ})(S) = 1 [E[Y^1 - Y^0|D=1; v^{RG}, S] \geq 0],$$

- Une utilité sociale plus élevée est atteinte en prenant en compte les caractéristiques  $Z$  dans le choix des candidats. En effet, ces caractéristiques influencent l'effet moyen du traitement sur les traités (contrairement à l'effet moyen du traitement), en sélectionnant les participants sur

## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

une partie du support de  $U^D$ . L'effet moyen du traitement sur les traités habituellement défini uniquement conditionnellement à  $X$ <sup>14</sup> restreint le champ des décisions possibles, et donc l'utilité maximale atteinte  $(\chi^o(\Phi_{nc}^{\mathcal{D}^{xt}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ})(S) = \{1 [E[Y^1 - Y^0 | D=1, X=x; \nu^{RG}, S] \geq 0]\}_{x \in \mathcal{X}})$ . Une des conclusions de ce chapitre est qu'il est préférable pour aider la décision publique de présenter l'estimation de l'effet moyen du traitement sur les traités conditionnellement à  $X$  et  $Z$ . Les deux effets moyens du traitement conditionnel et inconditionnel à  $Z$  ne sont égaux que dans le modèle de Roy où la sélection a lieu sur les observables, c'est-à-dire si  $U^D \perp (U^0, U^1)$  ou si l'effet du programme est homogène conditionnellement à  $X$  :  $U^1 = U^0$ .

### 2.5.2.3 Le tri parmi les candidats, l'assignation coercitive des non candidats et l'effet moyen du traitement sur les non traités

La décision d'allocation du droit de participer au traitement la plus fine que puisse prendre le décideur, sur la base des caractéristiques et des comportements observés, est de trier les candidats sur la base des caractéristiques  $X$  et  $Z$ , comme précédemment, mais aussi d'étendre le bénéfice du programme de manière coercitive aux non participants. La prise en compte de l'information qu'offre la décision de candidature permet en effet de révéler en partie le niveau des inobservables déterminant le résultat des individus. La participation nous enseigne que les caractéristiques  $U^D$  des individus, à  $X = x$  et  $Z = z$  donnés, se trouvent dans une certaine zone (au delà d'un seuil, dans le cas du modèle de Roy monotone). Cette information a une valeur pour la décision, et permet d'améliorer le niveau de l'utilité sociale atteinte, par rapport aux problèmes de décision décrits dans les deux sections précédentes.

Le problème de décision auquel fait face le décideur est :

$$\begin{aligned} \max_{\phi \in \Phi_{ab}^{\mathcal{D}^{xzt}}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_Y(y; \phi(\nu^{RG}), S) \\ \forall S \in S^{RG} \text{ tq } F_{Y,D,X,Z}(\cdot; \nu^{RG}, S) = F_{Y,D,X,Z}(\cdot), \end{aligned} \quad (2.5.3)$$

Avec  $\Phi_{ab}^{\mathcal{D}^{xzt}}$  l'ensemble des modifications coercitives pour les non candidats et non coercitives pour les candidats définies dans la section 2.4.2.3.

<sup>14</sup>Heckman et Vytlačil (1999) constituent une exception à cette règle. Ils ne définissent un effet moyen du traitement conditionnellement à  $Z$  que pour des raisons pratiques de lien entre paramètres. Ils ne relient pas ce paramètre aux problèmes de décision qu'il permet de résoudre.

Ce problème de décision est résolu par deux caractéristiques décisives : l'effet moyen du traitement sur les traités et l'effet moyen du traitement sur les non traités.

**Proposition 2.5.3 (Solution du problème d'allocation des candidats et non candidats)** *La solution du problème d'allocation des candidats et non candidats est l'effet moyen du traitement sur les traités et l'effet moyen du traitement sur les non traités :*

- (i) *La solution du problème d'allocation non coercitive est :  $\phi^*(S, \Phi_{ab}^{\mathcal{D}^{xzt}}, W_{VNM}, M^{RG}, F_{YDXZ}) = \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}$  telle que  $\delta_a^{xzt}(x, z) = 1 [E[u(Y^1) - u(Y^0)|D = 1, X = x, Z = z; v^{RG}, S] \geq 0]$  et  $\delta_b^{xzt}(x, z) = 1 [E[u(Y^1) - u(Y^0)|D = 0, X = x, Z = z; v^{RG}, S] \geq 0]$*

- (ii) *Les caractéristiques décisives du problème d'allocation des candidats et non candidats avec une fonction d'objectif indifférente aux inégalités sont le signe de l'effet moyen du traitement sur les traités et de l'effet moyen du traitement sur les non traités :*

$$\chi^o(\Phi_{ab}^{\mathcal{D}^{xzt}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ})(S) = \{1 [E[Y^1 - Y^0|D = 1, X = x, Z = z; v^{RG}, S] \geq 0], \\ 1 [E[Y^1 - Y^0|D = 0, X = x, Z = z; v^{RG}, S] \geq 0]\}_{(x,z) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Z}}.$$

PREUVE : Voir en annexe 2.C. ■

Lorsque le décideur souhaite choisir les participants au programme sur la base de leurs caractéristiques observées, il est plus efficace de mobiliser le plus d'information possible. Dans ce cas, les paramètres décisifs à identifier et à estimer sont l'effet moyen du traitement sur les traités et l'effet moyen du traitement sur les non traités, tous deux conditionnellement à  $X$  et  $Z$ . Ces paramètres sont pourtant rarement présentés dans les résultats des évaluations.

#### 2.5.2.4 Le versement d'une subvention de montant fixe et l'effet local moyen net du traitement

Le décideur peut vouloir ne pas directement accepter ou refuser des candidats ou forcer des non candidats à participer. Il peut préférer inciter les individus à participer en modifiant la valeur des variables qui déterminent leur participation au programme, par exemple en prenant en charge leurs déplacements, en construisant des centres plus proches de leur domicile ou en augmentant la capacité des centres existants. Dans ce cas, il existe deux manières d'envisager le choix de la politique : soit le montant des subventions, la localisation des nouveaux centre, la hausse de capacité envisagée sont déjà décidés, et il s'agit simplement de savoir s'il est intéressant de faire ces modifications plutôt que de laisser la politique en l'état ; soit le décideur laisse l'évaluateur choisir le niveau de ces variables qui maximise l'utilité que la société en retire. On se place pour l'instant dans le premier cas du choix

## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

de distribuer une subvention dont le montant est fixé à l'avance. Le choix du montant optimal est présenté dans la section suivante.

Les modifications associées au choix de diminuer le vecteur de déterminants  $Z$  du vecteur  $r$  (subventions, nouveaux centres, nouvelles capacités d'accueil) sont présentées dans la section 2.4.2.4 : il s'agit de l'ensemble de modifications  $\Phi_r^{\mathcal{D}^{xzt}}$ . Le problème de décision auquel fait face le décideur est :

$$\begin{aligned} \max_{\phi \in \Phi_r^{\mathcal{D}^{xzt}}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_Y(y; \phi(v^{RG}), S) \\ \forall S \in S^{RG} \text{ tq } F_{Y,D,X,Z}(\cdot; v^{RG}, S) = F_{Y,D,X,Z}(\cdot), \end{aligned} \quad (2.5.4)$$

Ce problème de décision est résolu par l'effet de l'intention de traiter :

$$\begin{aligned} ITE(x, z, z') = E(Y^1 - Y^0 | U^D \in \mathcal{U}_{01}^D(x, z, z'), X = x) Pr(U^D \in \mathcal{U}_{01}^D(x, z, z')) \\ - E(Y^1 - Y^0 | U^D \in \mathcal{U}_{10}^D(x, z, z'), X = x) Pr(U^D \in \mathcal{U}_{10}^D(x, z, z')). \end{aligned} \quad (2.5.5)$$

Le problème de décision remplaçant les modifications par  $\Phi_{rc}^{\mathcal{D}^{xzt}}$  permet de définir l'effet local moyen du traitement sur les « compliers » :

$$LATE^c(x, z, z') = E(Y^1 - Y^0 | U^D \in \mathcal{U}_{01}^D(x, z, z'), X = x). \quad (2.5.6)$$

Ces deux paramètres sont de même signe dans le modèle de Roy monotone (le  $LATE^c$  est égal à la première composante du premier membre de la définition de l'ITE). Ils permettent de prendre la même décision dans ce modèle.

**Proposition 2.5.4 (Modification des déterminants de la participation)** *La solution du problème de modification des déterminants de la participation est l'effet de l'intention de traiter :*

(i) *La solution du problème de modification des déterminants de la participation est :*

$$\phi^*(S, \Phi_r^{\mathcal{D}^{xzt}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ}) = \phi_r^{\delta^{xzt}} \text{ telle que } \delta_r^{xzt}(x, z) = 1 [ITE(x, z, z - r; v^{RG}, S) \geq 0]$$

(ii) *La caractéristique décisive du problème de modification des déterminants de la participation avec une fonction d'objectif indifférente aux inégalités dans le modèle de Roy généralisé est le signe de l'effet local moyen net du traitement :*

$$\chi^o(\Phi_r^{\mathcal{D}^{xzt}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ})(S) = \{1 [ITE(x, z, z - r; v^{RG}, S) \geq 0]\}_{(x,z) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Z}}.$$

(iii) *La caractéristique décisive du problème de modification des déterminants de la participation avec*

une action coercitive pour retenir les « *defiers* » est le signe de l'effet local moyen du traitement sur les « *compliers* » (LATE<sup>c</sup>) :

$$\chi^o(\Phi_{rc}^{\mathcal{D}^{xzt}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ})(S) = \{1 [E(Y^1 - Y^0 | U^D \in \mathcal{U}_{01}^D(x, z, z-r), X=x) \geq 0]\}_{(x,z) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Z}}.$$

(iv) Dans le modèle de Roy monotone, la solution du problème de modification des déterminants de la participation est  $\phi^*(S, \Phi_r^{\mathcal{D}^{xzt}}, CB, M^{RM}, F_{YDXZ}) = \phi_r^{\delta_{rm}^{xzt}}$  telle que :

$$\delta_{rm}^{xzt}(x, z) = \begin{cases} 1 [E(Y^1 - Y^0 | g^{DS}(x, z) < U^D \leq g^{DS}(x, z-r), X=x) \geq 0] & \text{si } g^{DS}(x, z) \leq g^{DS}(x, z-r) \\ -1 [E(Y^1 - Y^0 | g^{DS}(x, z-r) < U^D \leq g^{DS}(x, z), X=x) \geq 0] & \text{si } g^{DS}(x, z) \geq g^{DS}(x, z-r) \end{cases}$$

PREUVE : Voir en annexe 2.D. ■

Le point (iii) montre que l'effet local moyen du traitement sur les « *compliers* » est utile, en l'absence de l'hypothèse de monotonie, pour prendre une décision consistant à subventionner la participation des individus, tout en retenant ceux qui sont éloignés par la subvention. Il s'agirait par exemple de proposer de nouveaux centres de formation, plus proches du domicile des individus, tout en laissant le choix aux individus de choisir leur centre favori. Le point (ii) montre que l'effet de l'intention de traiter est utile pour prendre une décision de subvention donnée à tous. Par exemple, l'augmentation des capacités d'accueil des centres de manière uniforme, permet d'accueillir des individus supplémentaires, mais détourne certains individus du programme. Les individus ne peuvent choisir de retourner dans l'ancien centre de formation. L'utilisation d'un paramètre plutôt que de l'autre doit donc bien être éclairé par la décision que l'on souhaite prendre. Enfin, le point (iv) montre que l'effet local moyen du traitement tel que défini par Imbens et Angrist (1994) et Heckman et Vytlacil (2005) ne permet de prendre la même décision que l'effet de l'intention de traiter dans le modèle de Roy monotone que s'il est associé au signe de l'effet de la subvention de la participation sur l'utilité des individus.

On montre par ailleurs dans l'annexe 2.F que le paramètre d'effet de l'intention de traiter est identifié dans le modèle de Roy généralisé. Il n'existe à notre connaissance aucun résultat d'identification pour l'effet local moyen du traitement sur les « *compliers* » (LATE<sup>c</sup>) dans le modèle de Roy généralisé. L'identification du LATE par l'estimateur de Wald telle que démontrée par Imbens et Angrist (1994) n'est valable que dans le modèle de Roy monotone. L'estimateur de Wald et l'estimateur des variables instrumentales (auquel il est égal dans le cas d'un instrument dichotomique) n'identifient aucune caractéristique décisive dans le modèle de Roy généralisé. Il s'est avéré impossible de trouver une politique publique que le LATE permet d'évaluer dans le modèle de Roy généralisé.

## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

### 2.5.2.5 Le choix du montant de subvention optimal et l'effet marginal moyen net du traitement

Le dernier type de décision envisagé dans ce document est le plus général : le décideur choisit le montant optimal du vecteur de subventions qui va modifier les déterminants de la participation au programme, et choisit de vecteur sur la base des caractéristiques observées. Les modifications que ces décisions occasionnent sur le modèle générant les données sont présentées dans la section 2.4.2.4 : il s'agit de l'ensemble de modifications  $\Phi^{\mathcal{D}^{xzt}}$ . Le problème de décision auquel fait face le décideur est :

$$\begin{aligned} \max_{\phi \in \Phi^{\mathcal{D}^{xzt}}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_Y(y; \phi(v^{RG}), S) \\ \forall S \in S^{RG} \text{ tq } F_{Y,D,X,Z}(\cdot; v^{RG}, S) = F_{Y,D,X,Z}(\cdot), \end{aligned} \quad (2.5.7)$$

Ce problème de décision est résolu par une nouvelle caractéristique décisive, l'effet marginal moyen net du traitement :

$$\begin{aligned} MTE_i^n(x, z) = \sum_{u^D \in \mathcal{U}_+^D(x, z)} E(Y^1 - Y^0 | U^D = u^D, X = x) \frac{\partial u^D}{\partial z_i} \\ - \sum_{u^D \in \mathcal{U}_-^D(x, z)} E(Y^1 - Y^0 | U^D = u^D, X = x) \frac{\partial u^D}{\partial z_i}. \end{aligned} \quad (2.5.8)$$

**Proposition 2.5.5 (Choix optimal des déterminants de la participation)** *La solution du problème de choix optimal des déterminants de la participation est l'effet marginal moyen net du traitement :*

- (i) *La solution du problème de choix optimal des déterminants de la participation pour la fonction de bien-être social coût/bénéfice est :  $\phi^*(S, \Phi^{\mathcal{D}^{xzt}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ}) = \phi_o^{\delta_o^{xzt}}$  telle que  $\delta_o^{xzt}(x, z) = k$  tel que  $MTE_i^n(x, z - k; v^{RG}, S) = 0, i = 1..K$ .*
- (ii) *La caractéristique décisive du problème de choix optimal des déterminants de la participation avec une fonction d'objectif indifférente aux inégalités dans le modèle de Roy généralisé est l'effet marginal moyen net du traitement :*

$$\chi^o(\Phi^{\mathcal{D}^{xzt}}, CB, M^{RG}, F_{YDXZ})(S) = \{MTE_i^n(x, z - r; v^{RG}, S), i = 1..K\}_{(x, z) \in \mathcal{X} \times \mathcal{Z}}.$$

PREUVE : Voir en annexe 2.E. ■

On montre dans l'annexe 2.F que le paramètre d'effet marginal moyen net du traitement est identifié dans le modèle de Roy généralisé, par la pente de l'espérance de  $Y$  conditionnellement à  $X$  et  $Z$ .

Le paramètre d'effet marginal moyen du traitement (MTE) défini par Heckman et Vytlacil (2005) à la suite de Bjorklund et Moffitt (1987) est égal au paramètre d'effet marginal moyen net (MTE<sup>n</sup>) dans le modèle de Roy monotone. Dans le modèle de Roy généralisé, aucun résultat d'identification du MTE n'a été fourni. Par ailleurs, le MTE dans ce modèle sert à choisir l'allocation optimale des déterminants de la participation pour les « *compliers* » uniquement. Il n'est donc décisif que si les « *defiers* » sont maintenus dans le programme de manière coercitive, ou s'il leur est possible de bénéficier du niveau des instruments non modifiés. Les modifications politiques qui le définissent doivent donc se baser sur une distinction entre « *compliers* » et « *defiers* » qui semble difficile *a priori*.

En conclusion de cette section consacrée à la détermination des caractéristiques décisives pour les problèmes de décision utilisant l'information observable dans le modèle de Roy généralisé, plusieurs enseignements ressortent :

- La définition rigoureuse du problème de décision auquel fait face le décideur est la seule manière de choisir les caractéristiques de la structure qu'il est nécessaire d'identifier.
- Les différents paramètres d'effet moyen du traitement permettent de résoudre des problèmes de décision très précis :
  - L'effet moyen du traitement (ATE) permet de choisir d'allouer ou non le traitement à l'ensemble des individus ayant les mêmes caractéristiques observées. Il ne permet pas de juger le mérite du programme en place, avec la sélection volontaire des participants.
  - L'effet moyen du traitement sur les traités (TT) permet de refuser ou d'accepter les candidats au programme. Il ne permet pas de juger de l'intérêt de l'extension du programme à l'ensemble des individus ayant les mêmes caractéristiques, ni même de la volonté d'élargir la participation à des individus ayant des caractéristiques  $X$  et  $Z$  définies. Par ailleurs, ce paramètre est potentiellement non structurel, puisqu'il ne prend pas en compte la modification du comportement de participation des candidats s'ils savent qu'ils seront potentiellement refusés : le pool des participants risque d'être modifié.  $TT$  n'est un paramètre permettant de juger d'une intervention politique que si celle-ci est cachée aux individus.
  - Le jugement le plus général sur la politique, permettant de choisir la modification parmi le plus grand nombre d'alternatives possibles, est apporté par la combinaison de l'effet moyen du traitement sur les traités (TT) et de l'effet moyen du traitement sur les non traités (TUT), conditionnellement aux caractéristiques  $X$  et  $Z$ . Ces paramètres sont rarement présentés conditionnellement à  $Z$ , alors qu'ils ne sont pas constants dans cette dimension et qu'ils



## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

---

peuvent donc utilement améliorer l'allocation du traitement.

- L'effet local moyen du traitement sur les « *compliers* » ( $LATE^c$ ) permet dans le modèle de Roy généralisé de choisir d'améliorer l'accès des individus au programme par une subvention de niveau fixe, tout en leur laissant le choix de bénéficier du niveau non modifié (ou en maintenant les « *defiers* » dans le programme de manière coercitive). C'est le cas par exemple si l'on rapproche les centres de formation du domicile des individus tout en leur laissant la possibilité d'accéder aux centres plus éloignés.
  - L'effet local moyen du traitement ( $LATE$ ) n'a pu être relié à aucun problème de décision. Il est dépassé par l'effet de l'intention de traiter.
  - L'effet de l'intention de traiter ( $ITE$ ) permet de choisir d'allouer une subvention fixe aux individus de manière uniforme. Les individus ne peuvent accéder qu'au niveau subventionné du déterminant. C'est notamment le cas si l'intervention politique consiste à augmenter les capacités d'accueil des centres de formation. Les participants perdus à cette occasion, à cause de la dilution de la « qualité » moyenne des groupes de formation, ne pourront être inclus dans le programme. Le paramètre d'effet net prend cette déperdition en compte. Il est par ailleurs identifié dans le modèle de Roy généralisé.
  - On définit le paramètre d'effet moyen marginal net du traitement ( $MTE^n$ ) qui permet de sélectionner le niveau optimal des déterminants de la participation des individus dans une situation où ils bénéficient tous du niveau modifié des instruments. On montre que ce paramètre est identifié dans le modèle de Roy généralisé. L'effet marginal moyen du traitement ( $MTE$ ) est défini par le choix du niveau optimal des instruments uniquement pour les « *compliers* ». Aucune démonstration de son identification dans le modèle de Roy généralisé n'existe à ce jour. Ces paramètres sont égaux dans le modèle de Roy monotone.
- Beaucoup des résultats précédents reposent sur le fait que chaque paramètre prend une valeur différente dans le modèle de Roy généralisé, même conditionnellement aux caractéristiques observées  $X$  et  $Z$ . La propriété d'hétérogénéité des effets du traitement ( $U^1 \neq U^0$ ) et la corrélation des déterminants inobservés de la participation avec ceux du résultat expliquent ces différences : l'impact du programme n'est pas le même selon les caractéristiques inobservées des individus si ceux-ci les utilisent pour décider de participer au programme. Il est donc important de pouvoir tester la présence de l'hétérogénéité des effets du traitement. Heckman, Urzua, et Vytlacil (2006) proposent un test non paramétrique de cette hypothèse dans le modèle de Roy

monotone. Le test est basé sur la constance de la pente de l'espérance de  $Y$  conditionnellement à  $P(Z)$ , le *propensity score*. Le même test non paramétrique peut être étendu au modèle de Roy généralisé : il suffit de tester si la pente de l'espérance de  $Y$  conditionnellement à  $X$  et  $Z$  est constante par rapport à chacun des éléments de  $Z$ . Le test peut se heurter à la « malédiction de la dimension », puisqu'il est impossible dans ce modèle d'utiliser le *propensity score* pour rassembler l'influence des différents  $Z$ .

- L'interprétation des résultats célèbres basés sur l'estimation de l'effet local moyen du traitement par la méthode de variables instrumentales<sup>15</sup> doit donc être faite avec de grandes précautions :
  - Tout d'abord, même dans le modèle de Roy monotone, si les effets du traitement sont hétérogènes, l'effet local moyen du traitement estimé par l'estimateur de Wald ne renseigne que sur l'impact de la manipulation du niveau de l'instrument sur le résultat. Comme nous l'avons démontré, ce paramètre n'est pas suffisant pour décider de l'intérêt d'allouer le traitement aux non traités de manière généralisée. Il permet simplement de choisir entre deux niveaux des déterminants de la participation. Par exemple, si l'impact des institutions sur le développement est hétérogène, comme c'est fort probable (il peut varier en fonction de caractéristiques inobservées du pays), les résultats de Acemoglu, Johnson, et Robinson (2001) nous renseignent réellement non pas sur l'intérêt d'étendre de bonnes institutions à l'ensemble des pays qui n'en disposent pas, mais simplement sur l'intérêt de diminuer la mortalité des colons au seizième siècle. Il est tout à fait possible que l'effet des institutions soit différent (plus faible ou plus fort) dans les pays non affectés par l'instrument. Il est donc crucial de tester la présence d'effets hétérogènes du traitement dans l'ensemble des résultats utilisant les méthodes des variables instrumentales. Si l'hétérogénéité des effets n'est pas rejetée, Heckman et Vytlačil (1999) montrent par ailleurs comment, lorsque des conditions de support sont vérifiées, l'ensemble des effets moyens du traitement sont identifiés dans le modèle de Roy monotone, comme des combinaisons de l'effet marginal moyen du traitement.
  - La combinaison d'effets locaux moyens du traitement identifiée et estimée par l'estimateur des doubles moindres carrés n'est pas interprétable comme un paramètre associé à un problème de décision. Aucun résultat n'a pu être démontré dans ce chapitre. Une prolongation

---

<sup>15</sup> Il s'agit par exemple de l'impact des institutions sur le développement (Acemoglu, Johnson, et Robinson 2001), l'impact de la taille des classes sur les performances des élèves (Angrist et Lavy 1999, Piketty 2004), l'impact de la loi Royer sur les prix et l'emploi dans la grande distribution (Bertrand et Kramarz 2002), l'impact l'assurance maladie sur la durée des congés (Besley et Case 2000) et de nombreux autres travaux basés sur les expériences naturelles.

## 2.5 La notion de caractéristique décisive pour un problème de décision

---

importante de ce chapitre est la détermination de l'existence ou non d'une modification réalisable associée à ce paramètre.

- L'existence d'hétérogénéité de l'effet du traitement implique par ailleurs que deux instruments différents estimeront deux paramètres différents. Comme le notent Angrist, Graddy, et Imbens (2000), les tests de validité des variables instrumentales basés sur les restrictions de suridentification ne sont plus valables dans ce cas.
  - Cette hétérogénéité implique qu'il est difficile d'utiliser les résultats d'estimateurs à variables instrumentales pour comparer l'ampleur de deux effets causals. La comparaison que font Acemoglu et Johnson (2005) de l'importance relative pour le développement des institutions protégeant les droits de propriété et des institutions garantissant les contrats repose sur l'hypothèse d'absence d'effets hétérogènes de ces institutions entre pays. Si des effets hétérogènes existent, l'estimateur des variables instrumentales qu'ils exploitent ne permet pas de comparer l'effet causal des deux types d'institution, mais l'effet causal des deux types d'instruments qu'ils utilisent (la mortalité des colons pour les droits de propriété et l'origine légale pour les droits des contrats).
  - L'estimateur des variables instrumentales n'identifie aucun effet pertinent du traitement dans le modèle de Roy généralisé. Si l'hypothèse de monotonie n'est pas vérifiée, seule l'estimation de la forme réduite, permettant d'obtenir l'effet local moyen net du traitement, est pertinente. Il est donc important de développer des tests de l'hypothèse de monotonie.
- Enfin, l'ensemble des effets moyens du traitement définis ici ne sont valables que pour des problèmes de décision dont la fonction de valorisation sociale est indifférente aux inégalités. Le développement d'outils permettant d'estimer les distributions des résultats potentiels sont importants pour étendre la pertinence des résultats d'évaluation dans la dimension éthique.

## 2.6 La pertinence éthique, politique et causale d'une évaluation

Le problème de l'évaluation des politiques publiques dans une société libérale et démocratique est que l'évaluateur ne fait pas face à un seul problème de décision, avec le problème déjà conséquent de l'identification de la décision optimale à résoudre, mais à un ensemble de problèmes de décision. En effet, le respect des croyances individuelles en démocratie conduit l'évaluation à essayer de refléter la diversité éthique de la société (en choisissant plusieurs fonctions de valorisation sociales, mais aussi plusieurs ensembles de modifications possibles). On définit ainsi une évaluation comme associant à un ensemble de problèmes de décision (chacun de ces problèmes reflète la décision à laquelle fait face un citoyen) un ensemble de décisions optimales.

Le problème auquel fait souvent face le citoyen cherchant à utiliser les résultats d'une évaluation est qu'il ne parvient pas à percevoir le ou les problèmes de décision qu'elle permet de résoudre. Par exemple, il ne lui sera pas possible de percevoir immédiatement les informations différentes qui lui seront apportées par les différents paramètres d'effets moyen du traitement. Il lui sera difficilement possible en l'état de comprendre la différence entre effet moyen du traitement, effet moyen du traitement sur les traités et effet local moyen du traitement, conditionnellement ou non à différents ensembles de variables observées.

Pour résoudre ce problème, on propose de quantifier la pertinence des paramètres apportés par l'évaluation pour la décision du citoyen. On définit la pertinence d'une décision préconisée par une évaluation par l'ensemble des problèmes de décision pour lesquels elle est optimale. La pertinence des paramètres est l'ensemble des problèmes de décision dont ils sont des caractéristiques décisives. La pertinence d'une évaluation est la pertinence de l'ensemble des décisions optimales qu'elle propose.

On distingue la pertinence selon trois dimensions :

- La pertinence éthique, qui mesure l'ensemble des fonctions de bien-être sociales pour lesquelles la décision considérée est optimale,
- La pertinence politique, qui mesure l'ensemble des décisions parmi lesquelles la décision optimale a été sélectionnée,
- La pertinence causale, qui mesure l'ensemble des structures du modèle dans lesquelles la décision est identifiée.

## 2.6 La pertinence éthique, politique et causale d'une évaluation

### 2.6.1 Une évaluation : des données et du modèle vers la décision

Le choix entre les différentes décisions possibles ne pourra être fait sur la base des données disponibles et du modèle  $M$  que si et seulement si la caractéristique structurelle décisive de ce problème est identifiée par le modèle. Le domaine de définition d'une évaluation est  $\mathcal{D} \subseteq \mathbf{M} \times \mathbf{P} \times \mathbf{W} \times \mathbf{F}_T$ . Nous caractérisons une évaluation comme une application  $V$  qui associe une décision à chaque problème de décision  $(\Phi^d, W, M, F_T)$  :

**Définition 2.6.1 (Évaluation)** *Une évaluation est une application :*

$$V: \left\{ \begin{array}{l} \mathcal{D} \\ (\Phi^d, W, M, F_T) \end{array} \right\} \rightarrow \mathbf{P}^0 \quad \mapsto \left\{ \phi \left| \begin{array}{l} S \in M, F_T(t; S) = F_T, \\ \phi = \arg \max_{\phi \in \Phi^d} W(F_T(t, \phi(S))) \end{array} \right. \right\}.$$

On dira qu'un optimum est identifié par un problème de décision  $(M, \Phi^d, W, F_T)$  s'il n'existe qu'un seul optimum compatible avec ce modèle :

**Définition 2.6.2 (Identification d'un optimum par un problème)** *Une décision optimale  $\phi$  est identifiée par un problème de décision  $(\Phi^d, W, M, F_T)$  si  $V(\Phi^d, W, M, F_T) = \{\phi\}$ .*

On peut faire le lien entre l'identification d'un optimum par un problème de décision et l'identification de la caractéristique structurelle décisive associée :

**Proposition 2.6.1 (Identification d'une caractéristique décisive et optimum)** *Une décision optimale  $\phi$  est identifiée par un problème de décision  $(\Phi^d, W, M, F_T)$  si et seulement si la caractéristique décisive  $\chi^o(\Phi^d, W, M, F_T)$  est identifiée par le modèle  $M$  à partir des données  $F_T$ .*

PREUVE : Le résultat est immédiat à partir des définitions (2.5.6), (2.6.1) et (2.6.2). ■

### 2.6.2 Les notions de pertinence éthique, politique et causale

Il est rare qu'un problème de décision identifie une décision. Il existe plusieurs manières de contourner un résultat de non identification d'une décision :

- On peut restreindre le nombre de décisions considérées et réduire ce que nous appellerons la pertinence politique de la décision retenue.
- On peut choisir de restreindre l'espace des fonctions d'objectif retenues. La pertinence éthique de la décision est alors réduite.
- On peut restreindre le nombre de structures considérées. Cette décision diminue la pertinence causale de la décision.

Ces restrictions sont souvent implicites dans les évaluations : elles ne décrivent pas les ensembles de départ qu'elles considèrent, et choisissent une « meilleure » décision sans préciser parmi quelles décisions, selon quel modèle, et en vertu de quelle fonction de valorisation sociale cette décision est obtenue.

Nous proposons de caractériser chaque décision proposée par une évaluation par sa pertinence éthique, politique et causale, c'est-à-dire par l'ensemble des ensembles de décision, l'ensemble des fonctions de choix social et l'ensemble des structures considérés. Ainsi, à chaque résultat d'identification d'un optimum par un problème de décision, on pourra associer une pertinence éthique (l'ensemble des fonctions de préférence sociale pour lesquelles l'optimum est identifié), une pertinence politique (l'ensemble des ensembles de décisions pour lesquels l'optimum est identifié) et une pertinence causale (l'ensemble des structures pour lesquelles le préordre est identifié). On dira qu'une décision est pertinente pour un problème de décision  $(W, \Phi^d, M, F_T)$  si elle est identifiée par ce problème.

## 2.6 La pertinence éthique, politique et causale d'une évaluation

---

### 2.6.2.1 La notion de pertinence éthique

La pertinence éthique d'une décision sera l'ensemble des fonctions de bien-être social pour lesquelles cette décision est optimale :

#### Définition 2.6.3 (Pertinence éthique d'une décision)

$$P_o^E(\phi, \Phi^d, M, F_T) \equiv \left\{ W \mid W \in \mathbf{W} \text{ et } \phi \in V(\Phi^d, W, M, F_T) \right\}.$$

On voit qu'une décision peut être pertinente pour une fonction de décision sans être identifiée par  $M$ . La pertinence éthique d'une caractéristique décisive sera l'ensemble des préférences sociales pour lesquelles la caractéristique est suffisante :

#### Définition 2.6.4 (Pertinence éthique d'un ensemble de caractéristiques)

$$P_{\chi^o}^E(\chi, \Phi^d, M, F_T) \equiv \left\{ W \mid W \in \mathbf{W} \text{ et } \chi \supseteq \chi^o(\Phi^d, W, M, F_T) \right\}.$$

La pertinence éthique d'une évaluation  $V$  sera l'ensemble des fonctions de bien-être social pour lesquelles un optimum au moins est fourni :

#### Définition 2.6.5 (Pertinence éthique d'une évaluation)

$$P_V^E(\Phi^d, M, F_T) \equiv \left\{ W \mid W \in \mathbf{W} \text{ et } V(\Phi^d, W, M, F_T) \neq \emptyset \right\}.$$

### 2.6.2.2 La notion de pertinence politique

La pertinence politique d'une évaluation sera l'ensemble des ensembles de décisions considérés pour lesquels l'évaluation identifie un optimum ou un classement, pour une fonction de décision et un modèle donné :

#### Définition 2.6.6 (Pertinence politique d'une évaluation)

$$P_V^P(W, M, F_T) \equiv \left\{ \Phi^d \mid \Phi^d \in \mathbf{P} \text{ et } V(\Phi^d, W, M, F_T) \neq \emptyset \right\}.$$

La pertinence politique d'une évaluation peut être décomposée en pertinence politique de chaque décision qu'elle met en avant dans chaque ensemble  $\Phi^d$ . La pertinence politique d'une décision est

l'ensemble des décisions alternatives qui ont été considérées et parmi lesquelles elle a été sélectionnée :

**Définition 2.6.7 (Pertinence politique d'une décision)**

$$P_o^P(\phi, W, M, F_T) \equiv \left\{ \Phi^d \mid \Phi^d \in \mathbf{P} \text{ et } \phi \in V(\Phi^d, W, M, F_T) \right\}.$$

Enfin, la définition de la pertinence politique d'un ensemble de caractéristiques décisives est l'ensemble des ensembles de décisions pour lesquelles ces caractéristiques sont suffisantes :

**Définition 2.6.8 (Pertinence politique d'un ensemble de caractéristiques)**

$$P_{\chi^o}^P(\chi, W, M, F_T) \equiv \left\{ \Phi^d \mid \Phi^d \in \mathbf{P} \text{ et } \chi \supseteq \chi^o(\Phi^d, W, M, F_T) \right\}.$$

**2.6.2.3 La notion de pertinence causale**

La pertinence causale d'une évaluation sera l'ensemble des modèles pour lesquelles une évaluation identifie un préordre ou un optimum, pour un ensemble de décisions et une fonction de valorisation sociale donnés :

**Définition 2.6.9 (Pertinence causale d'une évaluation)**

$$P_V^C(W, F_T, \Phi^d) \equiv \left\{ M \mid \exists ! \phi \in \Phi^d \text{ tq } V(\Phi^d, W, M, F_T) = \{\phi\} \right\}.$$

La pertinence causale d'une décision sera l'ensemble des structures pour lesquelles la même décision est prise (i.e. le modèle qui identifie la décision) :

**Définition 2.6.10 (Pertinence causale d'une décision)**

$$P_o^C(F_T, W, \Phi^d, \phi) \equiv \left\{ S \mid \phi = \phi^*(\Phi^d, W, M, F_T) \right\}.$$

La pertinence causale d'un ensemble de caractéristiques sera l'ensemble des modèles qui l'identifient :

**Définition 2.6.11 (Pertinence causale d'un ensemble de caractéristiques)**

$$P^C(\chi) \equiv S^0 \text{ tq } \forall S, S' \in S^0, F_T(., \nu, S) = F_T(., \nu, S') \Rightarrow \chi(S) = \chi(S').$$



## **2.6 La pertinence éthique, politique et causale d'une évaluation**

---

Ces concepts sont appliqués à l'exemple du modèle de Roy généralisé et à la mesure du degré de pertinence des paramètres d'évaluation classiques

### **2.6.3 La pertinence des effets de traitement**

#### **2.6.3.1 La pertinence éthique des effets moyens du traitement**

L'ensemble des paramètres de traitement définis dans la section 2.5.2 ne sont utiles que pour des fonctions de valorisation sociale indifférentes aux inégalités. La communication par un évaluateur de l'ensemble des paramètres d'effet moyen du traitement devrait s'accompagner de la limite éthique de ces résultats : les effets causals de la politique ont été mesurés en fonction d'une métrique indifférente à la distribution des bénéfices du traitement.

#### **2.6.3.2 La pertinence politique des effets moyens du traitement**

Les paramètres de traitement de la section 2.5.2 sont particulièrement définis par rapport aux décisions qu'ils permettent de prendre. La pertinence politique des ces paramètres a donc été particulièrement évoquée dans cette partie. L'évaluateur fournissant un effet local moyen du traitement devrait préciser que celui-ci ne permet que de décider de l'allocation des déterminants de la participation entre deux niveaux. L'effet local moyen de la taille des classes sur les résultats des élèves mesuré par la stratégie de Angrist et Lavy (1999), en utilisant le nombre d'élèves inscrits dans le lycée comme instrument de la taille de la classe, ne permet que de se prononcer sur le mérite de la réduction de la taille des classes autour de la discontinuité étudiée (par exemple 40 élèves). Un résultat positif de la diminution de la taille de la classe autour de ce seuil n'implique pas que la même baisse sera observée lorsque la taille est diminuée de 20 à 18 élèves, par exemple.

#### **2.6.3.3 La pertinence causale des effets moyen du traitement**

La pertinence causale permet de mesurer le niveau de controverse causale reposant sur les décisions optimales sélectionnées. La pertinence causale d'une décision est d'autant plus élevée qu'un grand nombre de structures observationnellement équivalentes la sélectionnent. L'effet de l'intention de traiter et l'effet marginal moyen net du traitement sont identifiés dans le modèle de Roy généralisé  $M^{RG}$ . La pertinence causale de ces deux paramètres contient donc  $S^{RG}$ . Aucun résultat d'identification dans de ce modèle n'existe pour les autres effets moyens du traitement. Heckman et Vytlačil

(1999) démontrent que ces paramètres sont identifiés dans le modèle de Roy monotone ( $M^{RM}$ ). Leur pertinence causale contient donc  $S^{RM}$ .

L'effet local moyen du traitement n'est pas identifié par l'estimateur de Wald dans le modèle de Roy généralisé.

## 2.7 Conclusion

L'objectif de ce chapitre était de poser le problème de l'évaluation comme un problème de décision et de parvenir ainsi à caractériser les paramètres à identifier pour résoudre ces problèmes, en application de la maxime de Marschak. On a ainsi pu relier les paramètres habituellement estimés dans la littérature aux décisions qu'ils permettent de prendre et définir de nouveaux paramètres (ITE et MTE<sup>7</sup>) valables dans le modèle de Roy-Quandt-Heckman en l'absence de l'hypothèse de monotonie. Le cadre élaboré permet de considérer le rôle de l'évaluation comme aide à la décision publique grâce à l'introduction de la notion de modification de Hurwicz, permettant de visualiser comment les alternatives politiques considérées modifient le système générant les données. La pluralité des utilisateurs de l'évaluation a été prise en compte par l'introduction d'une mesure objective de la pertinence des résultats d'évaluation selon trois dimensions : éthique, politique et causale.

En prolongement des travaux de Heckman et de ses coauteurs, les concepts de pertinence et de caractéristiques décisives ont été définies et appliquées au modèle de Roy-Quandt-Heckman en l'absence de l'hypothèse de monotonie, modélisant la participation volontaire à un programme de formation. L'utilisation des données générées par ce modèle pour aider à la décision publique est étudiée dans ce travail, en prenant notamment en compte les particularités de l'hétérogénéité des effets du traitement. On montre notamment que :

- L'effet moyen du traitement n'exploite pas l'ensemble de l'information observable générée par le fonctionnement du système observé et du système modifié, en traitant de manière uniforme participants et non participants.
- La combinaison de l'effet moyen du traitement sur les traités et sur les non traités prend en compte l'ensemble de l'information révélée par le fonctionnement du programme, notamment l'intérêt du programme pour les individus révélés par leur décision d'être candidats.
- L'impact du traitement sur les traités n'est pas nécessairement structurel aux modifications qu'il permet d'évaluer. Le pool des participants peut en effet être modifié s'ils apprennent que leur candidature peut être refusée.
- L'effet local moyen du traitement sur les « *compliers* » permet de juger de l'intérêt de la modification des déterminants de la participation au programme. Il n'est donc intéressant que dans la perspective où ces déterminants peuvent être modifiés. Il a une pertinence supérieure dans le cas où l'impact du traitement n'est pas hétérogène. On propose une extension du test d'hétérogénéité de l'impact du traitement développé par Heckman, Urzua, et Vytlačil (2006) dans le

modèle de Roy monotone au modèle de Roy généralisé.

- L'effet local moyen du traitement n'est pas identifié par l'estimateur de Wald (ou estimateur des variables instrumentales) dans le modèle de Roy généralisé (en l'absence de l'hypothèse de monotonie).
- On définit deux paramètres, l'effet de l'intention de traiter et l'effet marginal moyen net du traitement, identifiés dans le modèle de Roy généralisé, permettant d'allouer le niveau des déterminants de la participation au programme.



## Annexe 2.A Preuve de la proposition 2.5.1

Le décideur recherche la décision  $\delta^{xzt}$  qui maximise l'utilité sociale :

$$W_{VNM}\left(F_Y(y; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S)\right) = E\left(u(Y); \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.A.1)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.A.2)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y|X=x, Z=z}\left(y; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.A.3)$$

Or, on a :

$$F_{Y|X=x, Z=z}\left(y; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) = Pr\left(Y \leq y|X=x, Z=z; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.A.4)$$

$$= Pr\left(Y \leq y \cap [(D=1) \cup (D=0)]|X=x, Z=z; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.A.5)$$

$$= Pr\left(Y \leq y|D=1, X=x, Z=z; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D=1|X=x, Z=z; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \\ + Pr\left(Y \leq y|D=0, X=x, Z=z; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D=0|X=x, Z=z; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.A.6)$$

$$= Pr\left(Y^1 \leq y|X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \delta^{xzt}(x, z) + Pr\left(Y^0 \leq y|X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) (1 - \delta^{xzt}(x, z)) \quad (2.A.7)$$

$$= F_{Y^0|X=x}(y; v^{RG}, S) + \delta^{xzt}(x, z) (F_{Y^1|X=x}(y; v^{RG}, S) - F_{Y^0|X=x}(y; v^{RG}, S)) \quad (2.A.8)$$

La dernière égalité est due au fait que les fonctions déterminant  $Y^1$  et  $Y^0$  ne dépendent pas de  $Z$  dans le modèle de Roy généralisé. On a donc :

$$E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi_c^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) = \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^0|X=x}(y; v^{RG}, S) \\ + \delta^{xzt}(x, z) \left( \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^1|X=x}(y; v^{RG}, S) - \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^0|X=x}(y; v^{RG}, S) \right) \\ = E\left(u(Y^0)|X=x; v^{RG}, S\right) + \delta^{xzt}(x, z) E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|X=x; v^{RG}, S\right). \quad (2.A.9)$$

On a alors la solution optimale suivante :

$$\delta_c^{xzt}(x, z) = 1 \left[ E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|X=x; v^{RG}, S\right) \geq 0 \right]. \quad (2.A.10)$$

Ce qui complète la preuve.

## Annexe 2.B Preuve de la proposition 2.5.2

Le décideur recherche la décision  $\delta^{xzt}$  qui maximise l'utilité sociale :

$$W_{VNM}\left(F_Y(y; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S)\right) = E\left(u(Y); \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.B.1)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.B.2)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y|X=x, Z=z}\left(y; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.B.3)$$

Or, on a :

$$F_{Y|X=x, Z=z}\left(y; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) = Pr\left(Y \leq y | X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.B.4)$$

$$= Pr\left(Y \leq y \cap [(D=1) \cup (D=0)] | X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.B.5)$$

$$= Pr(Y < y \cap [(\delta^{xzt}(x, z) = 1 \cap D^* \geq 0) \cup (\delta^{xzt}(x, z) = 0 \cap D^* \geq 0)] \cup [(\delta^{xzt}(x, z) = 1 \cap D^* < 0) \cup (\delta^{xzt}(x, z) = 0 \cap D^* < 0)] | X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S) \quad (2.B.6)$$

$$\begin{aligned} &= Pr\left(Y^1 \leq y | D^* \geq 0, X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D^* \geq 0 | X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \delta^{xzt}(x, z) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D^* \geq 0, X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D^* \geq 0 | X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) (1 - \delta^{xzt}(x, z)) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D^* < 0, X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D^* < 0 | X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \delta^{xzt}(x, z) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D^* < 0, X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D^* < 0 | X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) (1 - \delta^{xzt}(x, z)) \end{aligned} \quad (2.B.7)$$

$$\begin{aligned} &= Pr\left(Y^1 \leq y | D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) Pr\left(D=1 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \delta^{xzt}(x, z) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) Pr\left(D=1 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) (1 - \delta^{xzt}(x, z)) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D=0, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) Pr\left(D=0 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \delta^{xzt}(x, z) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D=0, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) Pr\left(D=0 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) (1 - \delta^{xzt}(x, z)) \end{aligned} \quad (2.B.8)$$

$$\begin{aligned} &= \delta^{xzt}(x, z) Pr\left(D=1 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) (F_{Y^1|D=1, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) - F_{Y^0|D=1, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S)) \\ &+ F_{Y^0|X=x}(y; v^{RG}, S) \end{aligned} \quad (2.B.9)$$

On a donc :

$$E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi_{nc}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) = \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^0|X=x}(y; v^{RG}, S) \\ + \delta^{xzt}(x, z) \left( \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^1|D=1, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) - \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^0|D=1, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) \right) \quad (2.B.10)$$

$$= E\left(u(Y^0)|X=x; v^{RG}, S\right) + \delta^{xzt}(x, z) E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right). \quad (2.B.11)$$

On a alors la solution optimale suivante :

$$\delta_{nc}^{xzt}(x, z) = 1 \left[ E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \geq 0 \right]. \quad (2.B.12)$$

Ce qui complète la preuve.



## Annexe 2.C Preuve de la proposition 2.5.3

Le décideur recherche la décision  $\delta^{xzt}$  qui maximise l'utilité sociale :

$$W_{VNM}\left(F_Y(y; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S)\right) = E\left(u(Y); \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.C.1)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.C.2)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y|X=x, Z=z}\left(y; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.C.3)$$

Or, on a :

$$F_{Y|X=x, Z=z}\left(y; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) = Pr\left(Y \leq y | X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.C.4)$$

$$= Pr\left(Y \leq y \cap [(D=1) \cup (D=0)] | X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.C.5)$$

$$= Pr(Y < y \cap [(\delta_a^{xzt}(x, z) = 1 \cap D^* \geq 0) \cup (\delta_b^{xzt}(x, z) = 1 \cap D^* < 0) \cup (\delta_a^{xzt}(x, z) = 0 \cap D^* \geq 0) \cup (\delta_b^{xzt}(x, z) = 0 \cap D^* < 0)] | X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S) \quad (2.C.6)$$

$$\begin{aligned} &= Pr\left(Y^1 \leq y | D^* \geq 0, X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D^* \geq 0 | X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \delta_a^{xzt}(x, z) \\ &+ Pr\left(Y^1 \leq y | D^* < 0, X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D^* < 0 | X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \delta_b^{xzt}(x, z) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D^* \geq 0, X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D^* \geq 0 | X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) (1 - \delta_a^{xzt}(x, z)) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D^* < 0, X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) Pr\left(D^* < 0 | X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) (1 - \delta_b^{xzt}(x, z)) \end{aligned} \quad (2.C.7)$$

$$\begin{aligned} &= Pr\left(Y^1 \leq y | D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) Pr\left(D=1 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \delta_a^{xzt}(x, z) \\ &+ Pr\left(Y^1 \leq y | D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) Pr\left(D=0 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \delta_b^{xzt}(x, z) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D=0, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) Pr\left(D=1 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) (1 - \delta_a^{xzt}(x, z)) \\ &+ Pr\left(Y^0 \leq y | D=0, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) Pr\left(D=0 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) (1 - \delta_b^{xzt}(x, z)) \end{aligned} \quad (2.C.8)$$

$$\begin{aligned} &= \delta_a^{xzt}(x, z) Pr\left(D=1 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) (F_{Y^1|D=1, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) - F_{Y^0|D=1, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S)) \\ &+ \delta_b^{xzt}(x, z) Pr\left(D=0 | X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) (F_{Y^1|D=0, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) - F_{Y^0|D=0, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S)) \\ &+ F_{Y^0|X=x}(y; v^{RG}, S) \end{aligned} \quad (2.C.9)$$

On a donc :

$$\begin{aligned}
 E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi_{ab}^{\delta^{xzt}}(v^{RG}, S)\right) &= \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^0|X=x}(y; v^{RG}, S) \\
 &+ \delta_a^{xzt}(x, z) \left( \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^1|D=1, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) - \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^0|D=1, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) \right) \\
 &+ \delta_b^{xzt}(x, z) \left( \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^1|D=0, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) - \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y^0|D=0, X=x, Z=z}(y; v^{RG}, S) \right) \quad (2.C.10)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= E\left(u(Y^0)|X=x; v^{RG}, S\right) + \delta_a^{xzt}(x, z) E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \\
 &+ \delta_b^{xzt}(x, z) E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|D=0, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right). \quad (2.C.11)
 \end{aligned}$$

On a alors la solution optimale suivante :

$$\delta_a^{xzt}(x, z) = 1 \left[ E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|D=1, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \geq 0 \right] \quad (2.C.12)$$

$$\delta_b^{xzt}(x, z) = 1 \left[ E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|D=0, X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \geq 0 \right]. \quad (2.C.13)$$

Ce qui complète la preuve.

## Annexe 2.D Preuve de la proposition 2.5.4

Le problème du décideur est d'identifier  $\delta^{xzt}$ , l'allocation maximisant la fonction d'utilité sociale suivante :

$$W_{VNM}\left(F_Y(y; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S)\right) = E\left(u(Y); \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.D.1)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.D.2)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y|X=x, Z=z}\left(y; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.D.3)$$

On démontre d'abord un premier lemme qui permet de faire le lien entre l'utilité mesurée dans le modèle modifié et l'utilité dans le modèle de Roy généralisé non modifié. Ce lemme permet d'exprimer le problème de décision à partir d'éléments de la structure du modèle de Roy. Il permet de définir le LATE<sup>n</sup> d'une manière simple.

**Lemme 2.D.1 (Première version de la définition de l'ITE)** *On a le lien suivant entre l'utilité sociale exprimée dans le modèle modifié et l'utilité exprimée dans le modèle de Roy généralisé :*

$$\begin{aligned} E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S\right) &= E\left(u(Y)|X=x, Z=z; v^{RG}, S\right) \\ &+ \delta^{xzt}(x, z) \left(E\left(u(Y)|X=x, Z=z-r; v^{RG}, S\right) - E\left(u(Y)|X=x, Z=z; v^{RG}, S\right)\right). \end{aligned}$$

PREUVE : Cette preuve est basée sur l'expression de la distribution de  $Y$  dans le modèle modifié à partir des composantes du modèles de Roy :

$$F_{Y|X=x, Z=z} \left( y; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) = Pr \left( Y \leq y | X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \quad (2.D.4)$$

$$= Pr \left( Y \leq y | [(D = 1) \cup (D = 0)] | X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \quad (2.D.5)$$

$$= Pr(Y < y \cap [(\delta^{xzt}(x, z) = 1 \cap D = 1) \cup (\delta^{xzt}(x, z) = 0 \cap D = 1) \cup (\delta^{xzt}(x, z) = 1 \cap D = 0) \cup (\delta^{xzt}(x, z) = 0 \cap D = 0)] | X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S) \quad (2.D.6)$$

$$\begin{aligned} &= Pr \left( Y^1 \leq y | D = 1, Z' = z - r, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \\ &\quad Pr \left( D = 1 | Z' = z - r, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \delta^{xzt}(x, z) \\ &\quad + Pr \left( Y^1 \leq y | D = 1, Z' = z, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \\ &\quad Pr \left( D = 1 | Z' = z, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) (1 - \delta^{xzt}(x, z)) \\ &\quad + Pr \left( Y^0 \leq y | D = 0, Z' = z - r, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \\ &\quad Pr \left( D = 0 | Z' = z - r, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \delta^{xzt}(x, z) \\ &\quad + Pr \left( Y^0 \leq y | D = 0, Z' = z, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \\ &\quad Pr \left( D = 0 | Z' = z, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) (1 - \delta^{xzt}(x, z)) \end{aligned} \quad (2.D.7)$$

Pour démontrer le résultat final, il suffit d'exprimer chacun des composants précédents en fonction des caractéristiques du modèle de Roy. Par exemple :

$$Pr \left( Y^1 < y | D = 1, Z' = z - r, X = x, Z = z; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \quad (2.D.8)$$

$$= Pr \left( Y^1 \leq y | g^D(x, z - r, U^D) \geq 0, X = x; \phi_r^{\delta^{xzt}}(v^{RG}), S \right) \quad (2.D.9)$$

$$= Pr \left( Y^1 \leq y | D = 1, X = x, Z = z - r; v^{RG}, S \right) \quad (2.D.10)$$

■

## 2.D Preuve de la proposition 2.5.4

---

La suite de la preuve de la formulation de l'ITE se base sur la partition de  $\mathcal{U}^D$  :

$$\bigcup_{i \in \{0,1\}} \bigcup_{j \in \{0,1\}} \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z') = \mathcal{U}^D, \quad (2.D.11)$$

On a ainsi, en gardant  $\nu^{RG}$  et  $S$  implicites :

$$E(u(Y)|X = x, Z = z - r) = \sum_{i \in \{0,1\}} \sum_{j \in \{0,1\}} E(u(Y)|X = x, U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z - r)) Pr(U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z - r)), \quad (2.D.12)$$

et :

$$E(u(Y)|X = x, Z = z) = \sum_{i \in \{0,1\}} \sum_{j \in \{0,1\}} E(u(Y)|X = x, U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z - r)) Pr(U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z - r)). \quad (2.D.13)$$

Or :

$$\begin{aligned} & E(u(Y)|X = x, Z = z - r, U^D \in \mathcal{U}_{11}^D(x, z, z - r)) \\ &= E(u(Y)|X = x, D = 1, U^D \in \mathcal{U}_{11}^D(x, z, z - r)) \end{aligned} \quad (2.D.14)$$

$$= E(u(Y^1)|X = x, U^D \in \mathcal{U}_{11}^D(x, z, z - r)) \quad (2.D.15)$$

$$= E(u(Y)|X = x, Z = z, U^D \in \mathcal{U}_{11}^D(x, z, z - r)). \quad (2.D.16)$$

La dernière égalité provient du fait que dans  $\mathcal{U}_{11}^D(x, z, z - r)$ , que  $Z = z$  ou  $Z = z - r$ ,  $U^D$  prend les mêmes valeurs, et les individus participent.

De même :

$$\begin{aligned} & E(u(Y)|X = x, Z = z - r, U^D \in \mathcal{U}_{00}^D(x, z, z - r)) \\ &= E(u(Y)|X = x, D = 0, U^D \in \mathcal{U}_{00}^D(x, z, z - r)) \end{aligned} \quad (2.D.17)$$

$$= E(u(Y^0)|X = x, U^D \in \mathcal{U}_{00}^D(x, z, z - r)) \quad (2.D.18)$$

$$= E(u(Y)|X = x, Z = z, U^D \in \mathcal{U}_{00}^D(x, z, z - r)). \quad (2.D.19)$$

Enfin, pour  $i \neq j$  :

$$\begin{aligned} & E\left(u(Y)|X=x, Z=z-r, U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z-r)\right) \\ &= E\left(u(Y)|X=x, D=j, U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z-r)\right) \end{aligned} \quad (2.D.20)$$

$$= E\left(u(Y^j)|X=x, U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z-r)\right), \quad (2.D.21)$$

et :

$$\begin{aligned} & E\left(u(Y)|X=x, Z=z, U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z-r)\right) \\ &= E\left(u(Y)|X=x, D=i, U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z-r)\right) \end{aligned} \quad (2.D.22)$$

$$= E\left(u(Y^i)|X=x, U^D \in \mathcal{U}_{ij}^D(x, z, z-r)\right). \quad (2.D.23)$$

On peut donc écrire, à partir de (2.D.12), (2.D.13), (2.D.16), (2.D.19), (2.D.21) et (2.D.23) :

$$E(u(Y)|X=x, Z=z-r) - E(u(Y)|X=x, Z=z) =$$

$$\begin{aligned} & E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|U^D \in \mathcal{U}_{01}^D(x, z, z-r), X=x\right) Pr(U^D \in \mathcal{U}_{01}^D(x, z, z-r)) \\ & - E\left(u(Y^1) - u(Y^0)|U^D \in \mathcal{U}_{10}^D(x, z, z-r), X=x\right) Pr(U^D \in \mathcal{U}_{10}^D(x, z, z-r)). \end{aligned} \quad (2.D.24)$$

Ce qui permet de démontrer les parties (i) et (ii) de la proposition. La partie (iii) se démontre de la même manière. Enfin, la dernière partie (iv) se démontre à partir de (2.D.24) et de la propriété de séparabilité de la fonction d'utilité de la participation (2.3.24) dans le modèle de Roy monotone. Les équations (2.3.27) et (2.3.28) impliquent que seule une des deux composantes du membre de droite de (2.D.24) est non nul. Le signe de l'effet local moyen du traitement est donc la caractéristique décisive de ce problème dans le modèle de Roy monotone si les individus entrent dans le traitement en passant de  $z$  à  $z-r$ , et du signe opposé sinon.

## Annexe 2.E Preuve de la proposition 2.5.5

Le problème du décideur est d'identifier  $\delta^{x,zr}$ , l'allocation maximisant la fonction d'utilité sociale suivante :

$$W_{VNM}\left(F_Y(y; \phi^{\delta^{x,zr}}(v^{RG}), S)\right) = E\left(u(Y); \phi^{\delta^{x,zr}}(v^{RG}), S\right) \quad (2.E.1)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} E\left(u(Y)|X=x, Z=z; \phi^{\delta^{x,zr}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.E.2)$$

$$= \int_{z \in \mathcal{Z}} \int_{x \in \mathcal{X}} \int_{\mathcal{Y}} u(y) dF_{Y|X=x, Z=z}\left(y; \phi^{\delta^{x,zr}}(v^{RG}), S\right) dF_X(x; v^{RG}, S) dF_Z(z; v^{RG}, S) \quad (2.E.3)$$

Il s'agit d'abord de faire le lien entre le modèle modifié et le modèle de Roy généralisé ayant généré les données :

$$\begin{aligned} & E\left[u(Y)|X=x, Z=z; \phi^{\delta^{x,zr}}(v^{RG}), S\right] \\ &= E\left[u(Y)|X=x, Z'=z-\delta^{x,zr}(x, z); \phi^{\delta^{x,zr}}(v^{RG}), S\right] \end{aligned} \quad (2.E.4)$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{j \in \{0,1\}} E\left(u(Y)|D=j, X=x, Z'=z-\delta^{x,zr}(x, z); \phi^{\delta^{x,zr}}(v^{RG}), S\right) \\ &\quad Pr\left(D=j|X=x, Z'=z-\delta^{x,zr}(x, z); \phi^{\delta^{x,zr}}(v^{RG}), S\right) \end{aligned} \quad (2.E.5)$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{j \in \{0,1\}} E\left(u(Y^j)|X=x, U^D \in \mathcal{U}^j(x, z-\delta^{x,zr}(x, z)); v^{RG}, S\right) \\ &\quad Pr\left(U^D \in \mathcal{U}^j(x, z-\delta^{x,zr}(x, z)); v^{RG}, S\right) \end{aligned} \quad (2.E.6)$$

$$= \sum_{j \in \{0,1\}} \int_{\mathcal{U}^j} \int_{\mathcal{U}_j^D(x, z-\delta^{x,zr}(x, z))} u(g^j(x, u^j)) f_{U^j, U^D}(u^j, u^D) du^D du^j, \quad (2.E.7)$$

En dérivant l'intégrale (2.E.7) par rapport à  $r_i$ , la  $i^{\text{ème}}$  composante du vecteur  $\delta^{x,zr}(x, z)$ , on a la  $i^{\text{ème}}$  condition du premier ordre caractérisant le choix optimal de  $\delta^{x,zr}(x, z)$ . Il suffit pour cela d'appliquer la règle de Leibniz. Seules les bornes d'intégration sont concernées. On distingue les bornes d'intégration inférieures et supérieures selon la distinction adoptée dans la section 2.3.2.1. Pour les zones où les individus participent, les bornes d'intégration supérieures sont telles que  $g^D$  devient négative lorsque l'on passe au-delà, donc telles que la dérivée de  $g^D$  y est négative, et les bornes inférieures sont telles que  $g^D$  devient positive lorsque l'on passe au-delà, donc la dérivée de  $g^D$  y est positive. Pour les zones où les individus ne participent pas, ces définitions sont inversées.

$$\begin{aligned}
 & \frac{\partial}{\partial r_i} E(u(Y)|X=x, Z=z; \phi^{\delta^{xzf}}(v^{RG}), S) \\
 &= \sum_{u^D \in \mathcal{U}_+^D(x, z - \delta^{xzf}(x, z))} \left( \int_{\mathcal{U}^1} u(g^1(x, u^1)) f_{U^1, U^D}(u^1, u^D) du^1 \right. \\
 & \quad \left. - \int_{\mathcal{U}^0} u(g^0(x, u^0)) f_{U^0, U^D}(u^0, u^D) du^0 \right) \frac{\partial u^D}{\partial r_i} \\
 & - \sum_{u^D \in \mathcal{U}_-^D(x, z - \delta^{xzf}(x, z))} \left( \int_{\mathcal{U}^1} u(g^1(x, u^1)) f_{U^1, U^D}(u^1, u^D) du^1 \right. \\
 & \quad \left. - \int_{\mathcal{U}^0} u(g^0(x, u^0)) f_{U^0, U^D}(u^0, u^D) du^0 \right) \frac{\partial u^D}{\partial r_i} \tag{2.E.8}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{u^D \in \mathcal{U}_+^D(x, z - \delta^{xzf}(x, z))} E(u(Y^1) - u(Y^0)|X=x, U^D=u^D) \frac{\partial u^D}{\partial r_i} \\
 & - \sum_{u^D \in \mathcal{U}_-^D(x, z - \delta^{xzf}(x, z))} E(u(Y^1) - u(Y^0)|X=x, U^D=u^D) \frac{\partial u^D}{\partial r_i} \tag{2.E.9}
 \end{aligned}$$

$$= MTE_i^n(x, z - \delta^{xzf}(x, z)). \tag{2.E.10}$$

D'où le résultat.



## Annexe 2.F Preuve de l'identification de l'ITE et de MTE<sup>n</sup>

La preuve de l'identification de l'effet local moyen net du traitement (LATE<sup>n</sup>) dans le modèle de Roy généralisé est immédiate à partir l'équation (2.D.24), qui montre que :

$$ITE(x, z, z') = E(Y|X = x, Z = z') - E(Y|X = x, Z = z). \quad (2.E.1)$$

La preuve de l'identification de l'effet marginal moyen net du traitement (MTE<sub>i</sub><sup>n</sup>) repose sur les équations (2.E.6) et (2.E.9). La première montre que :

$$E\left(Y|X = x, Z = z; \phi^{\delta^{xzf}}(v^{RG}), S\right) = E\left(Y|X = x, Z = z - \delta^{xzf}(x, z); v^{RG}, S\right). \quad (2.E.2)$$

La seconde permet de montrer que :

$$MTE_i^n(x, z) = \frac{\partial}{\partial r_i} E\left(Y|X = x, Z = z - \delta^{xzf}(x, z); v^{RG}, S\right), \quad (2.E.3)$$

ce qui complète la preuve.





# La validité de l'estimation de l'impact des politiques publiques par la méthode des effets fixes : étude à travers l'exemple des subventions à l'investissement

*Un torrent, qui se précipite de la montagne, traverse Verrières avant de se jeter dans le Doubs, et donne le mouvement à un grand nombre de scies à bois ; c'est une industrie fort simple et qui procure un certain bien-être à la majeure partie des habitants plus paysans que bourgeois. Ce ne sont cependant pas les scies à bois qui ont enrichi cette petite ville.*

Stendhal, *Le Rouge et le Noir*, chapitre I, p.33.

## 3.1 Introduction

Les estimateurs des effets fixes et de double différence sont fréquemment utilisés pour évaluer l'impact des politiques publiques sur une variable de résultat (Wooldridge 2002).<sup>1</sup> Ils offrent une estimation non biaisée de l'impact de la politique lorsque des caractéristiques inobservées fixes dans le temps influencent à la fois la réception d'une politique et la variable de résultat.<sup>2</sup> Ces estima-

<sup>1</sup>Pour les estimateurs de double-différence, voir par exemple Meyer, Viscusi, et Durbin (1995), Papke (1994) et Duflo (2001). Pour les estimateurs à effets fixes, voir notamment Galiani, Gertler, et Schargrodsky (2005).

<sup>2</sup>L'influence de l'effet fixe sur la variable de résultat doit être additive. Athey et Imbens (2006) relâchent cette hypothèse.

### 3.1 Introduction

---

teurs ont été critiqués pour le manque de structuralité de leurs hypothèses d'identification (Besley et Case 2000) et des paramètres qu'ils estiment (Blundell et Macurdy 1999). Le premier apport de ce chapitre est de dériver les paramètres estimés et les hypothèses d'identification d'un modèle théorique permettant d'en interpréter la validité. L'application étudiée est l'impact de subventions à l'investissement reçues par des entreprises sur leur demande de facteurs autres que le capital.

Des tests de la validité des hypothèses sur lesquelles reposent l'estimateur des effets fixes ont été développés. Heckman et Hotz (1989) ont proposé un test de « tendance commune » : l'existence d'une tendance à l'amélioration ou la dégradation du résultat des bénéficiaires de la politique par rapport aux non bénéficiaires avant la réception de la politique invalide l'hypothèse de constance dans le temps des variables inobservées provoquant la sélection des bénéficiaires. Galiani, Gertler, et Schargrotsky (2005) proposent par ailleurs de détecter la présence d'un choc sur la variable de résultat à la période précédant la réception de l'aide.<sup>3</sup> Le deuxième apport de ce chapitre est de dériver ces tests d'une formalisation de l'information sur laquelle se basent les individus pour décider de bénéficier de la politique et du mécanisme d'action de la politique. Le principal résultat de cette dérivation est que le test de Galiani, Gertler, et Schargrotsky (2005) n'est pas un test valable de l'hypothèse de validité de l'estimateur d'effets fixes (ou de double-différence) en présence d'agents pouvant anticiper la réception de l'aide. En effet, l'année précédant la réception de l'aide, celle-ci a un impact à travers le coût d'opportunité de la réception de l'aide à la période suivante : une entreprise anticipant la réception d'une subvention à l'investissement à la période suivante modérera son investissement à la période courante. On montre qu'il n'est pas possible de séparer cet effet d'anticipation d'un effet de sélection. Des tests permettant de déterminer le signe de l'impact des aides sur les variables de résultat sont développés. Ces tests sont basés sur le profil temporel de l'impact des aides : si les aides ont un effet, le modèle théorique prédit qu'il changera de signe entre l'année précédant la réception de l'aide et l'année de la réception de l'aide. Le seul effet de sélection ne peut expliquer un tel profil.

Les écarts-types des estimateurs à effets fixes sont biaisés dans le cas où les résidus sont autocorrélés. Bertrand, Duflo, et Mullainathan (2004) proposent plusieurs stratégies pour obtenir des écarts-types robustes à ce type d'hétéroscédasticité. Ils proposent notamment d'ignorer la dimension temporelle en estimant l'impact des aides. Le dernier apport méthodologique de ce chapitre est d'étendre cette procédure d'estimation à la détermination du profil temporel de l'impact des aides.

---

<sup>3</sup>Lorsque l'on dispose de trois périodes successives d'observation seulement, ces deux tests sont identiques.

La politique dont l'impact est étudié est un système d'aide à l'investissement des entreprises (ici des scieries). Les variables de résultat retenues sont la demande de travail et de grumes (bois). L'objectif de l'évaluation est de déterminer si les aides à l'investissement ont conduit à une diminution du recours à l'emploi (effet de substitution) par les entreprises et si elles ont conduit à une hausse de la demande de bois (effet de complémentarité). Le problème de sélection provient de ce que les entreprises sont libres de demander l'accès au système de subvention, contrairement aux dispositifs de crédit d'impôt sur les investissements habituellement étudiés qui sont offerts à l'ensemble des entreprises d'un secteur (Legendre et Le Maitre 1997, Chirinko, Fazzari, et Meyer 1999, Crépon et Gianella 2001). Conformément au modèle théorique, on montre que les entreprises augmentent leur demande de travail l'année précédant la réception des aides, puis qu'elles la diminuent faiblement ensuite, alors qu'elles diminuent leur demande de bois avant la réception des aides, puis l'augmentent ensuite. Ces résultats précisent ceux de Crépon et Gianella (2001) : à court terme, l'effet de substitution du capital pour le travail provoque une hausse de la demande de travail avant la réception des aides et une baisse ensuite. A long terme, l'effet d'expansion semble jouer, mais il ne domine l'effet de substitution que dans une région sur deux.

Le chapitre est structuré de la manière suivante : la section 3.2 propose une formalisation du processus de sélection et du mécanisme d'action des aides démontrant que les aides ont un impact l'année précédant leur réception. La section 3.3 dérive les hypothèses sur la forme fonctionnelle et le processus d'ajustement dynamique des demandes de facteurs qui permettent d'estimer l'impact des aides par la méthode des effets fixes. Les paramètres recherchés sont définis comme le profil temporel de l'impact du système d'aide. La section 3.4 étudie les conditions sous lesquelles ces paramètres sont identifiés, puis dérive les conséquences de modèles alternatifs crédibles, les biais qu'ils provoquent sur l'estimateur proposé et des tests permettant de séparer ces différents modèles. La section 3.5 présente les données utilisées et les dispositifs étudiés et la section 3.6 applique ces estimateurs et tests à l'évaluation des subventions à l'investissement reçues par les scieries. La dernière section conclut.

## 3.2 Approche théorique de l'impact des aides

La disponibilité d'aides à l'investissement va modifier le comportement des entreprises. Celles-ci peuvent en effet choisir de supporter les coûts de dépôt d'un dossier de demande d'aide et bénéficier d'un coût d'investissement plus faible. L'analyse théorique du choix de demande de facteur par les entreprises en présence d'une possibilité de demande d'aide est un préalable essentiel à la compréhension du mécanisme d'action des aides. En l'absence de frictions, la notion de coût du capital développée par Jorgenson (1963) permet de comprendre l'impact attendu des aides : la présence d'une subvention à l'investissement permet de baisser le coût du capital l'année de l'obtention de l'aide. Un résultat moins attendu mais fort utile est le fait que la réception d'une aide à la période suivante augmente le coût du capital à la période courante : l'entrepreneur, sachant qu'il pourra accéder à un coût du capital plus faible l'année suivante, diminuera son investissement l'année précédant l'obtention de la subvention. Ce résultat a deux implications importantes. D'une part, il invalide les tests de validité de l'estimateur « within » développés par Galiani, Gertler, et Schargrodsky (2005), consistant à rejeter la validité de l'hypothèse d'exogénéité stricte justifiant cet estimateur si la réception d'une aide est précédée par un choc sur la variable de résultat. D'autre part, elle permet de développer de nouveaux tests permettant de faire la différence entre un choc remettant en cause la validité de l'estimateur et un choc dû à l'anticipation de la réception d'une aide (mesurant un impact réel). Ces tests sont développés dans la section 3.4.3.

### 3.2.1 Le problème de l'entreprise

Pendant l'année  $t$ , une scierie  $i$  produit  $Y_{it}$  mètres cubes ( $m^3$ ) de sciages à partir de  $G_{it}$   $m^3$  de bois ou grumes, en utilisant  $L_{it}$  salariés et  $K_{it}$  unités de capital. Cette technologie de production est décrite par la fonction de production  $F$  :

$$Y_{it} = F(K_{it}, L_{it}, G_{it}, \epsilon_{it}). \quad (3.2.1)$$

$\epsilon_{it}$  mesure la productivité de l'entreprise : pour un même niveau des facteurs  $K_{it}$ ,  $L_{it}$  et  $G_{it}$ , deux entreprises ayant des productivités différentes produiront des quantités de sciages différentes. Plus l'entreprise est productive (plus le chef d'entreprise est habile, formé, dynamique, par exemple), plus sa production est élevée, pour un même niveau de facteurs. La productivité n'est pas observée, mais elle permet d'expliquer les différences de taille des entreprises : les entreprises les plus productives,

ayant les managers les plus efficaces, sont capables de gérer des quantités importantes de facteurs (Lucas 1978). L'entrepreneur ne peut choisir le niveau de sa productivité et ne le connaît pas lorsqu'il choisit le niveau des facteurs pour l'année  $t$ . Il ne dispose que de l'information  $\mathcal{I}_{it}$  pour anticiper ces niveaux de productivité.  $\mathcal{I}_{it}$  lui a été révélée par le fonctionnement passé de l'entreprise.

L'année  $t$ , l'entreprise  $i$  décide du niveau des facteurs  $L_{it}$  et  $G_{it}$ , qu'elle paie aux prix respectifs  $w_t$  et  $p_t^G$  et du niveau d'investissement  $I_{it}$ , qu'elle paie au prix  $p_t^I$ . Le niveau de capital disponible pour la production l'année  $t$  est la somme de l'investissement (ou vente de capital) réalisé et du niveau de capital de l'année précédente net de la dépréciation (qui s'effectue au taux constant  $\delta$ ) :

$$K_{it} = I_{it} + (1 - \delta)K_{it-1} \quad (3.2.2)$$

L'année  $t$ , l'entreprise décide si elle choisit de demander une aide à l'investissement pour l'année  $t + 1$ . Si elle le fait, elle devra subir le coût connu  $C_{it}$ . Le dossier de demande d'aide doit notamment contenir une description du projet d'investissement et bilans et comptes de résultat prévisionnels pour les cinq prochaines années : la constitution de ce dossier, qu'elle soit faite en interne ou réalisée par un bureau d'étude, est donc coûteuse. L'entreprise subit ce coût avant de disposer du bénéfice de l'aide l'année suivante. On considère que si l'entreprise subit le coût de dépôt du dossier, elle obtiendra l'aide de manière certaine : les taux de refus des dossiers déposés sont très faibles. Si l'entreprise décide de demander une aide l'année  $t$ , elle obtiendra l'année  $t + 1$  une diminution du coût de son investissement de  $\tau$  % : elle paiera son investissement  $p_{t+1}^I(1 - \tau)$  euros (€) par unité de capital. On fait l'hypothèse que l'entrepreneur connaît parfaitement en  $t$  les niveaux futurs des prix.

En l'absence de frictions dans l'ajustement du niveau des facteurs, le revenu annuel que l'entreprise retire de son activité est égal à la valeur de la production diminuée du coût des facteurs et de la demande éventuelle d'aide :

$$R_{it} = p_t Y_{it} - p_t^G G_{it} - w_t L_{it} - p_t^I (1 - \tau D_{it}) I_{it} - C_{it} D_{it+1}, \quad (3.2.3)$$

avec  $D_{it}$  une variable dichotomique prenant la valeur un si l'entreprise  $i$  est aidée l'année  $t$  et zéro sinon.

On considère que le chef d'entreprise est rationnel et qu'il cherche à maximiser le flux de revenus qu'il retire du capital investi dans son entreprise, actualisés au taux  $\beta \in ]0, 1[$ . En l'absence de possibilité d'arrêter son activité, le problème de l'entrepreneur  $i$  à l'année  $t$  est de choisir la séquence de



### 3.2 Approche théorique de l'impact des aides

demande de facteurs, de niveau d'investissement et de demande d'aide à l'investissement qui maximise l'espérance de son revenu actualisé, en respectant les contraintes induites par la technologie de production des sciages (3.2.1) et par le mouvement du stock de capital (3.2.2) :

$$V_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mathcal{I}_{it}) = \max_{\{K_{is}, L_{is}, G_{is}, D_{is+1}\}_{s=t}^{\infty}} E \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^k R_{is} \middle| \mathcal{I}_{it} \right] \quad (3.2.4)$$

$V_t$ , la fonction de valeur (Stokey, Lucas, et Prescott 1989, Adda et Cooper 2003, Bertsekas 2005), mesure la valeur actualisée de la détention du capital d'une entreprise  $i$  l'année  $t$ , si celle-ci se comporte de manière optimale dans les années futures. Elle dépend d'un ensemble de variables dites d'état. Les niveaux courant et futur des prix des facteurs, communs à l'ensemble des entreprises, sont implicitement décrits par l'indice  $t$ , par économie de notation. Les autres variables d'état sont le niveau du stock de capital en  $t - 1$ , l'obtention de l'aide à l'investissement en  $t$ , le coût de demande de l'aide en  $t$  et l'information dont dispose l'entrepreneur sur la productivité de son entreprise.

#### 3.2.2 La décision de demande de subvention à l'investissement

A partir du problème présenté dans les équations (3.2.4), (3.2.1) et (3.2.2), on peut dériver la condition sous laquelle l'entrepreneur  $i$  décidera de demander une subvention à l'investissement l'année  $t$  (et donc obtiendra une subvention l'année  $t + 1$ ). Pour décider en  $t$  s'il demande ou non une subvention, l'entrepreneur compare la somme actualisée des profits qu'il obtiendra s'il est aidé en  $t + 1$  ( $V_t^1$ ) au coût direct de constitution du dossier ( $C_{it}$ ) et à la somme actualisée des profits qu'il obtiendra s'il se passe de subvention à l'investissement en  $t + 1$  ( $V_t^0$ ). On peut formellement démontrer la proposition suivante :

**Proposition 3.2.1 (Demande de subvention à l'investissement)** *L'obtention d'une subvention à l'investissement l'année  $t + 1$  est décidée l'année  $t$  par l'entreprise  $i$  en suivant la règle de décision suivante :*

$$D_{it+1} = 1 \left[ V_t^1(K_{it-1}, D_{it}, \mathcal{I}_{it}) - C_{it} \geq V_t^0(K_{it-1}, D_{it}, \mathcal{I}_{it}) \right] \quad (3.2.5)$$

$$= 1 [d_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mathcal{I}_{it}) \geq 0], \quad (3.2.6)$$

avec  $1[A]$  une fonction prenant la valeur 1 si  $A$  est vrai et zéro sinon et les fonctions  $V_t^1$  et  $V_t^0$  définies en annexe 3.A.

PREUVE : Voir en annexe 3.A. ■

### 3.2.3 La définition du coût du capital en présence de subventions à l'investissement

Le principal résultat de cette section est la démonstration que les demandes de facteurs l'année  $t$  solutions du problème d'optimisation sous contrainte décrit par les équations (3.2.4), (3.2.1) et (3.2.2) peuvent être obtenues comme les solutions d'un problème d'optimisation statique, grâce à l'introduction de la notion de coût du capital, développée par Jorgenson (1963). Ce résultat est obtenu en manipulant les conditions nécessaires du problème intertemporel, appelées équations d'Euler (Pakes 1994, Stokey, Lucas, et Prescott 1989, Adda et Cooper 2003).<sup>4</sup> Sous l'hypothèse qu'une solution au problème d'optimisation existe, on démontre la proposition suivante :

**Proposition 3.2.2 (Coût du capital et aides à l'investissement)** *Les fonctions de demande de facteurs  $K_{it}$ ,  $L_{it}$  et  $G_{it}$  solutions du problème d'optimisation sous contraintes décrit par les équations (3.2.1), (3.2.2) et (3.2.4) sont aussi solutions du problème d'optimisation statique suivant :*

$$\Pi_t(D_{it}, D_{it+1}, \mathcal{J}_{it}) = \max_{K_{it}, L_{it}, G_{it}} E \left[ p_t Y_{it} - p_t^G G_{it} - w_t L_{it} - c_t(D_{it}, D_{it+1}) K_{it} \mid \mathcal{J}_{it} \right] \text{ s.l.c. (3.2.1) }, \quad (3.2.7)$$

avec le coût du capital défini de la manière suivante, pour tout  $t$  :

$$c_t(D_{it}, D_{it+1}) = p_t^I (1 - \tau D_{it}) - \beta (1 - \delta) p_{t+1}^I (1 - \tau D_{it+1}). \quad (3.2.8)$$

PREUVE : Voir en annexe 3.B. ■

L'intérêt de la proposition 3.2.2 est de permettre d'étudier l'impact des aides à l'investissement sur la demande de facteurs en se concentrant sur leur influence sur le coût du capital. L'aspect dynamique du problème est complètement absorbé dans la formulation du coût du capital et dans le choix de  $D_{it+1}$ . C'est ce que démontre le corollaire suivant :

<sup>4</sup>En toute rigueur, la démonstration n'est complète que si l'existence d'une solution a au préalable été démontrée. La preuve formelle de l'existence d'une solution n'est pas faite ici. La preuve la plus directe de l'existence de solutions se base sur l'écriture de l'équation (3.2.4) comme un problème de programmation dynamique (Stokey, Lucas, et Prescott 1989) : la fonction de valeur  $V$  est alors obtenue comme solution d'une équation fonctionnelle, dite équation de Bellman. Les démonstrations de l'existence d'une fonction de valeur  $V$  solution de l'équation de Bellman et de fonctions  $K_{it}$ ,  $L_{it}$ ,  $G_{it}$  et  $D_{it+1}$  (appelées fonctions de politique et décrivant les choix à faire en fonction du niveau des variables d'état) solutions du problème d'optimisation intertemporelle se basent sur deux théorèmes de Blackwell (1965), démontrant l'existence d'un point fixe de l'opérateur de Bellman. Les propriétés de  $R_{it}$  sont cruciales pour démontrer l'unicité des fonctions  $K_{it}$ ,  $L_{it}$ ,  $G_{it}$  et  $D_{it+1}$  solutions du problème d'optimisation. Dans la version donnée par Adda et Cooper (2003, p.30),  $R_{it}$  doit être continue, concave et bornée par rapport aux variables d'état. La présence de  $D_{it}$  comme variable d'état conduit à une discontinuité et à une non concavité de  $R_{it}$ . Aguirregabiria (1999) et Ericson et Pakes (1995) offrent deux exemples de démonstration de l'existence et de l'unicité de fonctions de politique dans des cas similaires. On fait l'hypothèse dans la suite que l'existence d'une solution au problème d'optimisation intertemporelle a été démontrée.

### 3.2 Approche théorique de l'impact des aides

**Corollaire 3.2.1 (Demandes de facteurs et subventions à l'investissement)** *Les demandes de facteurs  $K_{it}$ ,  $L_{it}$  et  $G_{it}$  solutions du problème d'optimisation sous contraintes décrit par les équations (3.2.1), (3.2.2) et (3.2.4) peuvent s'écrire de la manière suivante :*

$$K_{it} = K(p_t, c_t(D_{it}, D_{it+1}), w_t, p_t^G, \mathcal{I}_{it}) = K_t(D_{it}, D_{it+1}, \mathcal{I}_{it}) \quad (3.2.9)$$

$$L_{it} = L(p_t, c_t(D_{it}, D_{it+1}), w_t, p_t^G, \mathcal{I}_{it}) = L_t(D_{it}, D_{it+1}, \mathcal{I}_{it}) \quad (3.2.10)$$

$$G_{it} = G(p_t, c_t(D_{it}, D_{it+1}), w_t, p_t^G, \mathcal{I}_{it}) = G_t(D_{it}, D_{it+1}, \mathcal{I}_{it}) \quad (3.2.11)$$

PREUVE : L'application du lemme de Hotelling à la fonction de profit définie dans la proposition 3.2.2 suffit à démontrer le résultat. Il peut aussi être obtenu en appliquant le théorème de fonctions implicites aux équations (3.B.2), (3.B.3) et (3.B.4) en annexe 3.B. ■

Pour comprendre l'effet attendu du système d'aide sur la demande de facteurs par les entreprises, on peut donc procéder en deux étapes : étudier l'effet du système d'aide sur le coût du capital, puis l'effet du coût du capital sur la demande de facteurs. En l'absence d'aides, le coût du capital est identique à celui défini par Jorgenson (1963) :

$$c_t(0, 0) = p_t^I - \beta(1 - \delta)p_{t+1}^I. \quad (3.2.12)$$

L'entrepreneur choisit son niveau de capital en  $t$  en considérant que le « prix » de chaque unité est égal au prix d'achat (ou de vente) du capital l'année  $t$  diminué de la valeur actualisée de cette même unité en  $t + 1$ , nette de la dépréciation : le capital est un bien dont la valeur n'est pas dissipée par l'utilisation, en utiliser une unité ne prive pas son possesseur de son usage à la période suivante.

L'effet de la présence du système d'aide sur le coût du capital est triple :

– L'année précédant la réception de l'aide, le coût du capital est égal à :

$$c_t(0, 1) = p_t^I - \beta(1 - \delta)p_{t+1}^I(1 - \tau) = c_t(0, 0) + \tau\beta(1 - \delta)p_{t+1}^I \quad (3.2.13)$$

Le coût du capital est donc augmenté l'année  $t$  lorsque l'entrepreneur sait qu'il sera aidé l'année  $t + 1$  : chaque unité de capital utilisée cette année là lui coûte donc plus cher qu'en l'absence d'aides. Ce surcoût est égal à la valeur actualisée de la subvention qu'il recevra l'année suivante nette de la dépréciation. Cet effet paradoxal de hausse du coût du capital à cause de l'existence d'une subvention à l'investissement est dû au comportement d'anticipation du chef d'entre-

prise : conscient de l'existence du système d'aide, toute unité de capital achetée en dehors de ce système est plus chère qu'en l'absence du système d'aide. Cet effet d'anticipation découle du fait que la demande d'aide est décidée par l'entrepreneur : il peut parfaitement anticiper l'obtention d'une subvention puisqu'il lui suffit de décider de la demander pour l'obtenir. C'est donc une propriété des modèles de sélection dynamique. L'existence d'un effet du traitement avant même sa réception formelle n'est donc pas seulement le signe d'un échec de l'hypothèse d'identification sur laquelle sont basés les effets fixes, mais peut être le signe d'un effet réel de la politique.

- Si l'entrepreneur reçoit une aide l'année  $t$ , et s'il ne demande pas d'aide l'année suivante, l'aide a bien l'effet attendu d'une baisse du coût du capital :

$$c_t(1, 0) = p_t^I(1 - \tau) - \beta(1 - \delta)p_{t+1}^I = c_t(0, 0) - \tau p_t^I \quad (3.2.14)$$

- Si l'entrepreneur reçoit une aide les années  $t$  et  $t + 1$ , l'effet du système d'aide sur le coût du capital est ambigu, et dépend de la hausse des prix de l'investissement :<sup>5</sup>

$$c_t(1, 1) = p_t^I(1 - \tau) - \beta(1 - \delta)p_{t+1}^I(1 - \tau) = c_t(0, 0) - \tau p_t^I \left( 1 - \beta(1 - \delta) \frac{p_{t+1}^I}{p_t^I} \right) \quad (3.2.15)$$

### 3.2.4 L'impact du système d'aide sur la demande de facteurs

Les conséquences du système d'aide sur les demandes de facteurs dépendent l'effet des variations du coût du capital sur les demandes de facteurs. A partir des équations (3.2.9), (3.2.10) et (3.2.11), on peut en effet définir l'effet de la présence du système d'aide sur la demande de facteurs d'une entreprise  $i$  l'année  $t$ . Trois effets différents peuvent être définis (on utilise l'exemple de la demande de travail) :

- L'effet de la réception d'une aide en  $t + 1$ , alors que l'entreprise n'est pas aidée en  $t$  :

$$\Delta L_t^{01}(\mathcal{J}_{it}) = L_t(0, 1, \mathcal{J}_{it}) - L_t(0, 0, \mathcal{J}_{it}) \quad (3.2.16)$$

- L'effet de la réception d'une aide en  $t$  alors que l'entreprise n'est pas aidée en  $t + 1$  :

$$\Delta L_t^{10}(\mathcal{J}_{it}) = L_t(1, 0, \mathcal{J}_{it}) - L_t(0, 0, \mathcal{J}_{it}) \quad (3.2.17)$$

<sup>5</sup>Le système d'aide provoque une baisse du coût du capital si  $\frac{p_{t+1}^I}{p_t^I} < \frac{1}{\beta(1-\delta)}$ .

### 3.2 Approche théorique de l'impact des aides

---

- L'effet de la réception d'une aide en  $t$  et en  $t + 1$  :

$$\Delta L_t^{11}(\mathcal{J}_{it}) = L_t(1, 1, \mathcal{J}_{it}) - L_t(0, 0, \mathcal{J}_{it}) \quad (3.2.18)$$

Il est impossible de connaître a priori le signe de ces impacts, hormis dans le cas du capital. Les propriétés classiques des fonctions de demande impliquent que la demande de capital est décroissante par rapport au coût du capital : la présence du système d'aide augmente la demande de capital l'année de la réception de l'aide et baisse cette demande de capital l'année précédente. Ce résultat est important, mais n'est pas applicable aux autres fonctions de demande de facteurs : l'effet croisé de prix d'un intrant sur les demandes hicksiennes des autres intrants est théoriquement ambigu (Hamermesh 1986). Deux effets différents jouent sur la demande des autres facteurs lorsque le coût du capital baisse :

- Un effet de substitution à production constante, qui peut être positif si le facteur est un complément net du capital (comme l'est sans doute la demande de grumes) aussi bien que négatif si le facteur est un substitut net du capital (comme peut l'être le travail).
- Un effet d'expansion positif, qui est provoqué par la hausse du niveau de production due à la baisse du coût des facteurs.

La somme de ces deux effets est positive pour un facteur complément net du capital ou pour un facteur substitut net du capital pour lequel l'effet d'expansion domine l'effet de substitution. On dira alors que le facteur est un complément brut du capital. Si l'effet de substitution est négatif et qu'il domine l'effet d'expansion, la baisse du coût du capital provoque une baisse de la demande du facteur concerné, que l'on dit alors substitut brut du capital.

Il est impossible de déterminer *a priori* si un facteur est un substitut brut ou un complément brut du capital. Cette question centrale pour déterminer l'impact des aides (ont-elles mobilisé plus de bois et de capital, au détriment de l'emploi ?) doit être tranchée empiriquement. La connaissance du processus de sciage peut néanmoins nous conduire à formuler deux hypothèses :

- **Hypothèse 1** : la demande de grumes est un complément net (et donc brut) du capital : une baisse du coût du capital conduira à une hausse de la demande de grumes,
- **Hypothèse 2** : la demande de travail est un substitut net du capital : l'effet d'une baisse du coût du capital sur la demande de travail est ambigu, selon l'ampleur relative des effets d'expansion et de substitution.

Une difficulté supplémentaire, que nous allons étudier plus avant dans la suite du texte, est de parvenir à séparer l'effet du système d'aide sur la demande de facteurs de l'effet du processus de sélection, conduisant sans doute les entreprises les plus productives à participer. Nous allons estimer l'impact du système d'aide sur la demande de facteurs en faisant l'hypothèse que c'est la composante fixe dans le temps de la productivité de son entreprise qui conduit l'entrepreneur à demander une aide. Cette hypothèse est habituellement testée en essayant de déterminer si un choc a précédé l'obtention de l'aide (Galiani, Gertler, et Schargrodsky 2005). Nous allons montrer (sur la base de la proposition (3.2.2)) que ce test n'est pas adapté lorsque les agents anticipent la réception de l'aide. Nous proposons un test alternatif, basé sur le profil temporel de l'impact du système d'aide. Si le choc précédant la réception de l'aide est dû à un effet de sélection, il doit se prolonger par un choc de même signe l'année de la réception de l'aide. Si le choc est dû à un effet d'anticipation de la réception de l'aide (à travers une hausse perçue du coût du capital), il doit être suivi par un choc de signe inverse l'année de la réception de l'aide (puisque le coût du capital baisse). C'est ce que montre la proposition suivante :

**Proposition 3.2.3 (Effet du système d'aide et substituabilité des facteurs)** *L'effet du système d'aide sur les demandes hicksiennes de facteurs de production aura un profil temporel marqué :*

- *Pour le capital ou les facteurs compléments bruts du capital, le système d'aide provoque une baisse de la demande de facteurs l'année précédant la réception de l'aide et une hausse l'année de la réception de l'aide. Par exemple, si la demande de grumes est un complément brut du capital, on a :*

$$\Delta G_t^{01}(\mathcal{J}_{it}) \leq 0 \quad \text{et} \quad \Delta G_t^{10}(\mathcal{J}_{it}) \geq 0 \quad (3.2.19)$$

- *Pour les facteurs substitués bruts du capital, le système d'aide provoque une hausse de la demande de facteurs l'année précédant la réception de l'aide et une baisse l'année de la réception de l'aide. Par exemple, si la demande de travail est un substitut brut du capital, on a :*

$$\Delta L_t^{01}(\mathcal{J}_{it}) \geq 0 \quad \text{et} \quad \Delta L_t^{10}(\mathcal{J}_{it}) \leq 0 \quad (3.2.20)$$

PREUVE : La preuve est immédiate à partir de la définition de facteur substitut et complément brut du capital, du coût du capital et des demandes de facteurs hicksiennes. ■

## 3.3 Choix de la forme fonctionnelle et formulation dynamique de la demande de facteurs

L'impact des aides sur la demande de facteurs autres que le capital ne peut être déterminé de façon théorique : il doit être estimé empiriquement. Avant d'étudier le problème d'identification de l'effet des aides dû au problème de sélection, il faut choisir une forme fonctionnelle permettant d'appliquer un estimateur. L'hypothèse de séparabilité du terme de productivité inobservée permet de s'abstenir de toute autre hypothèse paramétrique, et d'obtenir un modèle linéaire facilement estimable.<sup>6</sup>

Dans un second temps, il est nécessaire de prendre en compte l'existence d'un processus d'ajustement dynamique de la demande de facteur, entraînant des phénomènes de persistance des chocs de demande de facteurs.

### 3.3.1 Le choix de la forme fonctionnelle : séparabilité et log-linéarité

Pour simplifier la procédure d'estimation de l'effet des aides, on suppose qu'il est possible d'écrire les demandes de facteurs autres que le capital en séparant l'influence de la productivité inobservée de l'influence des coûts des facteurs. On fait par ailleurs l'hypothèse que l'information sur la productivité agit de manière exponentielle sur la demande de facteurs :

$$L_t(D_{it}, D_{it+1}, \mathcal{J}_{it}) = \exp(h^l(\mathcal{J}_{it})) l_t(D_{it}, D_{it+1}) \quad (3.3.1)$$

$$G_t(D_{it}, D_{it+1}, \mathcal{J}_{it}) = \exp(h^g(\mathcal{J}_{it})) g_t(D_{it}, D_{it+1}) \quad (3.3.2)$$

avec  $h^l$  et  $h^g$  deux fonctions associant une valeur réelle à chaque contenu informationnel et  $l_t$  et  $g_t$  deux fonctions dépendant implicitement du niveau des prix l'année  $t$  et explicitement de la présence du système d'aide.

Pour les entreprises ayant une demande non nulle de facteurs, on peut donc écrire :<sup>7</sup>

$$\ln L_t(D_{it}, D_{it+1}, \mathcal{J}_{it}) = \ln l_t(D_{it}, D_{it+1}) + h^l(\mathcal{J}_{it}) \quad (3.3.3)$$

$$\ln G_t(D_{it}, D_{it+1}, \mathcal{J}_{it}) = \ln g_t(D_{it}, D_{it+1}) + h^g(\mathcal{J}_{it}). \quad (3.3.4)$$

---

<sup>6</sup>Un modèle non linéaire pourrait être envisagé sur la base des travaux de Athey et Imbens (2006).

<sup>7</sup>L'analyse empirique se limite à l'étude de l'échantillon cylindré des entreprises dont les demandes de facteur sont non nulles. On fait l'hypothèse que l'attrition est aléatoire autour d'une probabilité de disparition idiosyncratique fixe dans le temps.

Il est encore possible de simplifier plus avant la demande de facteurs, en l'écrivant comme un modèle additif à coefficients indexés sur le temps. Sur l'exemple de la demande de travail, on peut écrire :

$$\ln L_{it} = \ln l_t(D_{it}, D_{it+1}) + h^l(\mathcal{J}_{it}) \quad (3.3.5)$$

$$\begin{aligned} &= (1 - D_{it})(1 - D_{it+1}) \ln l_t(0, 0) + D_{it}(1 - D_{it+1}) \ln l_t(1, 0) \\ &\quad + (1 - D_{it})D_{it+1} \ln l_t(0, 1) + D_{it}D_{it+1} \ln l_t(1, 1) + h^l(\mathcal{J}_{it}) \end{aligned} \quad (3.3.6)$$

$$= \ln l_t(0, 0) + D_{it} \ln \frac{l_t(1, 0)}{l_t(0, 0)} + D_{it+1} \ln \frac{l_t(0, 1)}{l_t(0, 0)} + D_{it}D_{it+1} \ln \frac{l_t(1, 1)l_t(0, 0)}{l_t(0, 1)l_t(1, 0)} + h^l(\mathcal{J}_{it}) \quad (3.3.7)$$

$$= \alpha_t^{l0} + \alpha_t^{l10} D_{it} + \alpha_t^{l01} D_{it+1} + \alpha_t^{l11} D_{it}D_{it+1} + h^l(\mathcal{J}_{it}). \quad (3.3.8)$$

### 3.3.2 La formulation dynamique de la demande de facteurs : un processus d'ajustement partiel

La formulation du problème de l'entreprise effectuée dans la section 3.2 est pratique : elle permet d'étudier l'effet dynamique des aides à travers la notion de coût du capital et de se dispenser d'une étude approfondie des phénomènes dynamiques. Néanmoins, il existe dans la réalité des coûts qui rendent les ajustements de la demande de facteurs moins « souples » que ceux impliqués par le problème étudié dans la section précédente (Hamermesh et Pfann 1996). Ces coûts d'ajustement peuvent notamment impliquer qu'une variation du coût d'un facteur à la période  $t$  aura un effet sur la demande de facteurs des périodes suivantes, par exemple parce que la demande de facteur en  $t$  dépend du niveau de demande de ce facteur en  $t - 1$  : il est coûteux de déplacer la demande de facteurs trop « loin » de son niveau à la période précédente. L'entrepreneur devra donc concilier son souhait de fixer la demande des facteurs au niveau qu'impliquent les signaux de marché et l'existence du système d'aide (c'est la demande de facteur « notionnelle » décrite dans la section précédente) avec les coûts occasionnés par un écart trop fort entre cette demande notionnelle et la demande de l'année précédente.



### 3.3 Choix de la forme fonctionnelle et formulation dynamique de la demande de facteurs

Pour rendre compte de ces délais d'ajustement de la demande de facteurs, nous allons considérer que l'entrepreneur ne peut couvrir chaque année qu'une partie de l'écart entre la demande notionnelle et la demande de l'année précédente :<sup>8</sup>

$$\Delta \ln L_{it} = \theta^l (\ln L_{it}^* - \ln L_{it-1}) + u_{it}, \quad (3.3.9)$$

avec  $\Delta \ln L_{it} = \ln L_{it} - \ln L_{it-1}$ ,  $\ln L_{it}^*$  la demande notionnelle décrite dans l'équation (3.3.8) et  $u_{it}$  une erreur d'ajustement identiquement et indépendamment distribuée. En réarrangeant, on obtient :

$$\ln L_{it} = (1 - \theta^l) \ln L_{it-1} + \theta^l \ln L_{it}^* + u_{it}. \quad (3.3.10)$$

Il est possible d'écrire l'équation (3.3.10) sous la forme d'une moyenne mobile, ne laissant apparaître que l'effet des « fondamentaux économiques » (prix), du système d'aide et des niveaux de productivité successifs (en faisant l'hypothèse que la durée de vie des entreprises est illimitée). Pour cela, on remplace  $\ln L_{it-1}$  dans l'équation (3.3.10) par sa valeur en fonction de  $\ln L_{it-2}$  et de  $\ln L_{it-1}^*$ , et ainsi de suite de manière récursive. On remplace enfin  $\ln L_{it}^*$  par sa valeur en fonction du système d'aide, telle que décrite dans l'équation (3.3.8). On obtient ainsi une formulation faisant apparaître le profil temporel de l'effet du système d'aide sur la demande de facteurs sous la forme d'une équation estimable :

$$\ln L_{it} = \delta_t^{l-1} D_{it+1} + \sum_{j=0}^{\infty} \delta_t^{lj} D_{it-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_t^{lj} D_{it-j} D_{it-j+1} + \underbrace{\gamma_t^l + \iota_{it}^l + v_{it}}_{\ln L_{it}^0}, \quad (3.3.11)$$

avec :

$$\delta_t^{l-1} = \theta^l \alpha_t^{l0} \quad \delta_t^{lj} = \theta^l (1 - \theta^l)^j \left[ \alpha_{t-j}^{l0} + \alpha_{t-j-1}^{l01} (1 - \theta^l) \right] \quad \beta_t^{lj} = \theta^l (1 - \theta^l)^j \alpha_{t-j}^{l11} \quad (3.3.12)$$

$$\gamma_t^l = \theta^l \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \theta^l)^j \alpha_{t-j}^{l0} \quad \iota_{it}^l = \theta^l \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \theta^l)^j h^l(\mathcal{J}_{it-j}) \quad v_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \theta^l)^j u_{it-j}. \quad (3.3.13)$$

La formulation de la demande de facteur de l'équation (3.3.11) permet de rendre compte de l'impact du système d'aide sur la demande de facteurs de l'entreprise  $i$  l'année  $t$ . En l'absence du système

<sup>8</sup>Les développements de l'estimation de systèmes de demande de facteurs dynamiques (Morrisson et Berndt 1981, Thomsen 2000) ne sont pas applicables dans notre cas, puisque le niveau de capital est inobservable. De même, l'approche par l'estimation des équations d'Euler nous est interdite pour la même raison (Hansen et Singleton 1982, Lundgren et Sjöström 1999, Pindyck et Rotemberg 1983, Shapiro 1986, Abel 1980, Bond et Van Reenen A paraître, Pakes 1994). Enfin, les méthodes structurelles basées sur l'estimation de processus de décision markoviens (Rust 1994, Aguirregabiria 2007) nous sont aussi interdites, puisque les propriétés d'évolution des prix ne sont pas identifiables, et que l'absence du capital nous empêche d'estimer la productivité des facteurs dans une première étape (Olley et Pakes 1996, Levinsohn et Petrin 2003, Akerberg, Caves, et Frazer 2006).

d'aide, la demande de facteur (ici le travail) serait égale à  $\ln L_{it}^0$ , qui rend compte de l'influence de la séquence de prix à laquelle a fait face l'entreprise depuis sa « création » (à une date éloignée d'un temps illimité, par hypothèse) à travers le terme  $\gamma_t^l$ , de l'influence cumulée de l'information sur les niveaux de productivité passés et présent à travers le terme  $\iota_{it}^l$  et de l'influence des erreurs d'ajustement, à travers le terme  $v_{it}$ . L'impact du système d'aide sur la demande de facteur de l'entreprise  $i$  l'année  $t$  dépend donc du profil de la réception des aides : l'entreprise sera-t-elle aidée en  $t + 1$  ? Est-elle aidée en  $t$  ? A-t-elle été aidée par le passé et quand ? Les paramètres de l'équation (3.3.11) sont néanmoins difficiles à estimer, puisqu'ils varient à chaque période. Nous nous intéressons à la valeur moyenne de ces paramètres sur la période considérée : elle permet de mesurer l'effet moyen de la réception d'une subvention à l'investissement exprimé en pourcentage.

### 3.3.3 Les paramètres recherchés

Nous souhaitons identifier le profil de l'impact des aides à l'investissement sur la demande de facteurs (travail et grumes) par les scieries. La manière la plus directe de rendre compte de ce profil est d'estimer le taux de croissance moyen de la demande de facteur due à la réception d'une aide, c'est-à-dire la famille de paramètres suivante :

$$\Delta^k L = E \left[ \frac{L_{it} - L_{it}^0}{L_{it}^0} \middle| D_{it+\infty} = \dots = D_{it-k+1} = 0, D_{it-k} = 1, D_{it-k-1} = \dots = D_{it-\infty} = 0 \right]. \quad (3.3.14)$$

$\Delta^0 L$  mesure la variation du niveau d'emploi due à la réception d'une aide l'année courante, en proportion du niveau d'emploi initial ;  $\Delta^{-1} L$  mesure la variation du niveau d'emploi due à la réception d'une aide l'année suivante ;  $\Delta^1 L$  mesure la variation du niveau d'emploi due à la réception d'une aide l'année précédente. Les  $\Delta^k L$  peuvent être approchés par la valeur moyenne des coefficients  $\delta_t^{l-1}$  et  $\delta_t^{lj}$  de l'équation (3.3.11). En effet, si  $L_{it}$  est proche de  $L_{it}^0$ , on a :

$$\frac{L_{it} - L_{it}^0}{L_{it}^0} \approx \ln \frac{L_{it}}{L_{it}^0}, \quad (3.3.15)$$

donc :

$$\Delta^k L \approx E \left[ \delta_t^{lk} \right]. \quad (3.3.16)$$

L'équation (3.3.16) montre que la valeur moyenne des paramètres  $\delta_t^{lj}$  mesure approximativement le taux de variation moyen de la demande de facteur  $j$  années après la réception d'une aide. C'est cette famille de paramètres que nous estimons dans la suite. Cette famille de paramètres permet en

### 3.3 Choix de la forme fonctionnelle et formulation dynamique de la demande de facteurs

---

effet de déterminer si les facteurs étudiés sont substitués ou compléments bruts du capital : pour un complément (resp. substitut) brut le taux de croissance moyen est positif (resp. négatif) pour  $k = 0, \dots, \infty$  et négatif (resp. positif) pour  $k = -1$ . On peut ainsi démontrer un résultat équivalent à la proposition 3.2.3 mais valable pour le modèle d'ajustement dynamique :

**Proposition 3.3.1 (Profil temporel de l'impact du système d'aide)** *L'effet du système d'aide sur la demande de facteurs suit un profil marqué : l'effet l'année précédant la réception de l'aide et les effets l'année de la réception et les années suivantes peuvent être de signes opposés.*

- *Pour un facteur complément brut du capital, par exemple les grumes, l'effet du système d'aide l'année précédant la réception de la subvention est négatif. Les années suivantes, l'effet sera supérieur, et pourra être positif. Par exemple, pour les grumes, on pourra avoir :*

$$\Delta^{-1}G \leq 0 \qquad \text{et} \qquad \Delta^k G \geq 0, k \geq 0 \qquad (3.3.17)$$

- *Pour un facteur substitut brut du capital, par exemple le travail, l'effet du système d'aide l'année précédant la réception de la subvention est positif. Les années suivantes, l'effet sera inférieur, et pourra être négatif. Par exemple, pour le travail on pourra avoir :*

$$\Delta^{-1}L \geq 0 \qquad \text{et} \qquad \Delta^k L \leq 0, k \geq 0 \qquad (3.3.18)$$

PREUVE : Voir en appendice 3.C. ■

### 3.4 Stratégies d'identification

L'objectif de cette section est d'étudier les conditions sous lesquelles les paramètres  $\Delta^k L$  et  $\Delta^k G$  sont identifiés. L'investigation porte notamment sur les propriétés de l'évolution de la productivité inobservée de l'entreprise et sur l'information dont dispose l'entrepreneur à son sujet lorsqu'il décide de demander une aide à l'investissement. On montre que si cette productivité peut s'écrire comme une succession de chocs autour d'une composante fixe dans le temps, propre à chaque entreprise et connue du manager (l'habileté managériale, par exemple), la décision de demande d'aide est corrélée à cette composante et l'estimation des paramètres  $\Delta^k L$  et  $\Delta^k G$  par moindres carrés ordinaires est biaisée. On montre qu'une transformation « within » des demandes de facteurs permet d'obtenir une estimation non biaisée de ces paramètres. Par ailleurs, les conséquences de propriétés différentes de l'évolution de la productivité inobservée sont étudiées, les biais qu'ils impliquent pour l'estimateur « within » calculés et des tests des propriétés de ces modèles alternatifs sont proposés. On montre qu'il est possible de déceler la présence d'une tendance aléatoire dans l'évolution de la productivité des entreprises. Dans le cas où les chocs autour de la composante fixe dans le temps de la productivité sont autocorrélés, aucun test décisif n'est établi pour éliminer cette possibilité, contrairement à l'intuition de Galiani, Gertler, et Schargrodsky (2005). Par contre, des implications de ce modèle sont en contradiction avec l'existence d'un effet des aides : on montre que l'observation de certains profils temporels permet d'affirmer la présence d'un impact non nul des aides et d'en déterminer le signe.

#### 3.4.1 L'information du manager se limite à la composante fixe dans le temps de la productivité : justification de l'estimateur « within »

Pour établir formellement le résultat d'identification des paramètres  $\Delta^k L$  et  $\Delta^k G$  grâce à une transformation « within » des demandes de facteurs exprimées en logarithme, nous devons tout d'abord complètement spécifier la nature de l'information dont dispose le manager lorsqu'il choisit le niveau des facteurs en  $t$  et la demande d'aide en  $t + 1$ . Par ailleurs, il est nécessaire de déterminer la façon dont cette information agit sur la demande de facteurs, c'est-à-dire choisir la forme des fonctions  $h^l$  et  $h^g$ . On fait l'hypothèse suivante :

### 3.4 Stratégies d'identification

**Hypothèse 3.4.1 (Modèle à productivité connue fixe dans le temps)** *Ce modèle est défini par les hypothèses suivantes :*

- *La productivité de l'entreprise est composée d'un terme idiosyncratique fixe dans le temps et d'un bruit blanc i.i.d. :*

$$\epsilon_{it} = \mu_i + \eta_{it}. \quad (3.4.1)$$

- *L'entrepreneur connaît uniquement  $\mu_i$  lorsqu'il choisit ses facteurs et de demander une subvention :*

$$\mathcal{I}_{it} = \{\mu_i\}. \quad (3.4.2)$$

- *L'effet de l'information sur le logarithme de la demande de facteur est linéaire :*

$$h^l(\mathcal{I}_{it}) = \mu_i. \quad (3.4.3)$$

Sous l'hypothèse 3.4.1, il est possible d'écrire complètement la demande dynamique de facteur à partir de l'équation (3.3.11) comme un modèle à effets fixes individuels et temporels et à coefficients variables dans le temps (Sevestre 2002). On a par exemple pour le travail :

$$\ln L_{it} = \delta_t^{l-1} D_{it+1} + \sum_{j=0}^{\infty} \delta_t^{lj} D_{it-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_t^{lj} D_{it-j} D_{it-j+1} + \gamma_t^l + \mu_i + v_{it}. \quad (3.4.4)$$

L'estimation directe de ce modèle par les moindres carrés ordinaires fournit une estimation biaisée de l'effet du système d'aide, puisque l'effet fixe  $\mu_i$  est corrélé à la décision de demande d'aide à travers l'équation (3.2.6) : la composante fixe de la productivité conduit les entreprises ayant les demandes de facteur les plus élevées (donc l'habileté managériale la plus grande) à demander une subvention (si la fonction  $d_{it}$  mesurant le gain de l'obtention de l'aide est croissante en  $\mu_i$ , c'est-à-dire si les entrepreneurs les plus habiles mettent mieux à profit la baisse du coût du capital due à l'aide). Par ailleurs, les paramètres mesurant l'effet moyen du système d'aide sont approchés par la moyenne sur les différentes périodes des coefficients variables dans le temps. Enfin, l'estimation directe des coefficients variant dans le temps pose un problème de degrés de liberté.<sup>9</sup>

La stratégie d'identification et d'estimation des paramètres  $\Delta^k L$  et  $\Delta^k G$  proposée dans ce travail consiste à transformer les demandes de facteurs en écarts à leur moyenne individuelle et temporelle

<sup>9</sup>Il est néanmoins possible d'envisager un prolongement de ce travail qui estime directement l'effet moyen du système d'aide sur le niveau des demandes de facteurs. Il s'agit d'appliquer à chaque période la méthode d'estimation proposée dans la suite, de calculer la valeur de  $L_{it}^0$  à partir de l'équation (3.4.4) et de la valeur connue de  $L_{it}$  et enfin de calculer la moyenne des effets individuels sur l'ensemble des périodes.

(transformation dite « within », ou intra-temporelle et intra-individuelle (Sevestre 2002)). Cette transformation permet de retirer les composantes de la demande de facteurs fixes dans le temps ( $\mu_i$ ) et entre individus ( $\gamma_t^l$ ) corrélées à l'obtention d'aides. Dans un second temps, on calcule la moyenne de ces écarts aux moyennes temporelles et individuelles pour chaque année autour de la réception d'une aide. La différence entre la moyenne de ces écarts pour les entreprises aidées il y a  $k$  années (avec  $k \geq -1$ ) et pour les entreprises qui seront aidées dans deux ans ou plus donne, sous l'hypothèse 3.4.1, une estimation sans biais des coefficients  $\delta_t^{lk}$ , approximation des paramètres recherchés.

Avant d'énoncer la proposition démontrant ce résultat, il nous faut introduire quelques principes de notation. La transformation « within » d'une variable  $y_{it}$  est notée  $Wy_{it}$ . Elle est égale à l'écart entre la valeur de la variable et ses moyennes individuelles et temporelles :

$$Wy_{it} = y_{it} - y_{i.} - y_{.t} + y_{..} \quad (3.4.5)$$

$$\text{avec : } y_{i.} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad y_{.t} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N y_{it} \quad y_{..} = \frac{1}{N} \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (3.4.6)$$

Une composante essentielle de l'approche proposée ici est le calcul de la moyenne de ces écarts autour de la réception de l'aide. L'espérance de  $Wy_{it}$  prise sur l'ensemble des années et sur l'ensemble de la population conditionnellement au fait que l'entreprise a été aidée il y a  $k$  années est notée  $E^k[Wy_{it}]$ . Le pendant de cette quantité dans l'échantillon représentatif de la population est noté  $\sum^k Wy_{it}$  :

$$E^k[Wy_{it}] = E[Wy_{it} | D_{it+\infty} = \dots = D_{it-k+1} = 0, D_{it-k} = 1, D_{it-k-1} = \dots = D_{it-\infty} = 0] \quad (3.4.7)$$

$$\sum^k Wy_{it} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{1}{N_t^k} \sum_{i \in A_t^k} Wy_{it}, \quad (3.4.8)$$

avec  $A_t^k$  l'ensemble des entreprises de la période  $t$  qui ont reçu une aide en  $t - k$  et  $N_t^k$  leur nombre.

### 3.4 Stratégies d'identification

La proposition suivante démontre le résultat d'identification et d'estimation des paramètres recherchés sous l'hypothèse que l'information du manager se limite à la composante fixe de la productivité de son entreprise :

**Proposition 3.4.1 (Identification du profil temporel de l'impact du système d'aide)** *Si l'hypothèse 3.4.1 et les équations (3.3.1) et (3.3.9) sont vérifiées, le profil temporel de l'impact du système d'aide est identifié et peut être estimé par la différence de moyenne des écarts des demandes de facteurs à leurs moyennes individuelle et temporelle avant et après la demande d'aide :*

$$\Delta^k L \approx E \left[ \delta_t^{lk} \right] = E^k [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}], \forall k \geq -1, \forall j \leq -2 \quad (3.4.9)$$

$$\Delta^{\hat{k}} L \approx \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \delta_t^{\hat{k}} = \sum_{t=1}^k W \ln L_{it} - \sum_{t=1}^k W \ln L_{it}, \forall k \geq -1, \forall j \leq -2. \quad (3.4.10)$$

PREUVE : Voir en annexe 3.D. ■

Un résultat supplémentaire issu de l'hypothèse 3.4.1 est le fait que le profil temporel de la transformation « within » des demandes de facteurs est plat dans les années précédant la réception des aides (hormis pour l'année précédant la réception de l'aide) :

$$E^j [W \ln L_{it}] = E^{j-r} [W \ln L_{it}], \forall j \leq -2 \text{ et } r \geq 1. \quad (3.4.11)$$

On ne doit pas observer de différence significative entre les moyennes des transformations « within » des demandes d'aide pour toutes les années précédant l'année précédant la réception de l'aide.

#### 3.4.2 La productivité suit une tendance aléatoire : test de l'hypothèse et conséquence pour l'estimateur « within »

L'hypothèse 3.4.1 permet donc de valider l'estimateur « within » comme un estimateur sans biais du profil temporel de l'impact du système d'aide. Cette hypothèse implique deux restrictions importantes sur le modèle générant les données : la présence d'une composante idiosyncratique fixe dans le temps dans l'évolution de la productivité inobservée et le fait que seule cette composante de la productivité est connue de l'entrepreneur lorsqu'il choisit les niveaux de demandes de facteurs et de demander une aide.

Dans cette section et la suivante, on étudie les conséquences pour la validité de l'estimateur proposé dans la section 3.4.1 d'hypothèses alternatives sur l'évolution de la productivité et l'information dont dispose l'entrepreneur à son sujet. Dans cette section, on se penche sur les conséquences

de l'hypothèse selon laquelle la productivité inobservée suit une tendance aléatoire (Heckman et Hotz 1989), dont les propriétés sont connues par le manager. La productivité de chaque entreprise évolue dans le temps, selon une pente qui lui est propre.

**Hypothèse 3.4.2 (Modèle à productivité suivant une tendance aléatoire)** *Ce modèle est défini par les hypothèses suivantes :*

- *La productivité de l'entreprise est composée d'un terme idiosyncratique fixe dans le temps, d'une tendance aléatoire et d'un bruit blanc i.i.d. :*

$$\epsilon_{it} = \mu_i + \lambda_i t + \eta_{it}. \quad (3.4.12)$$

- *L'entrepreneur connaît  $\mu_i$  et  $\delta_i$  lorsqu'il choisit ses facteurs et de demander une subvention :*

$$\mathcal{I}_{it} = \{\mu_i, \lambda_i\}. \quad (3.4.13)$$

- *L'effet de l'information sur le logarithme de la demande de facteur est linéaire :*

$$h^l(\mathcal{I}_{it}) = \mu_i + \lambda_i t. \quad (3.4.14)$$

Sous l'hypothèse 3.4.2, on peut écrire la demande dynamique de facteur comme un modèle à tendance aléatoire :

$$\ln L_{it} = \delta_t^{l-1} D_{it+1} + \sum_{j=0}^{\infty} \delta_t^{lj} D_{it-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_t^{lj} D_{it-j} D_{it-j+1} + \gamma_t^l + \kappa_i + \lambda_i t + v_{it} \quad (3.4.15)$$

$$\text{avec : } \kappa_i = \mu_i - \lambda_i \theta^l \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \theta^l)^j j. \quad (3.4.16)$$

Lorsque la productivité de l'entreprise suit une tendance aléatoire connue de l'entrepreneur, l'estimateur « within » du profil temporel de l'impact des aides peut être biaisé : l'entrepreneur choisira d'être aidé s'il anticipe une croissance suffisante de la productivité de son entreprise dans le futur pour amortir le coût de la demande d'aide (dans le cas où la différence de profit actualisé avec et sans aide est croissante avec la productivité). Cette hausse anticipée de la productivité affecte aussi la demande de facteurs : avec l'hypothèse de séparabilité que nous avons faite (équation (3.3.1)), la hausse de la productivité qui conduit à une demande d'aide provoque une hausse continue de la demande de facteurs avant et après la demande d'aide. Cette hausse est due au phénomène de sélection, mais



### 3.4 Stratégies d'identification

---

elle biaise l'estimateur « within ». Par contre, la présence de ce phénomène peut être détectée en comparant les demandes de facteurs à des dates de plus en plus proches de la réception de l'aide : la demande de facteurs doit augmenter en se rapprochant de la date de réception de l'aide. Le principe de ce test a été proposé par Heckman et Hotz (1989) et appliqué par Galiani, Gertler, et Schargrodsky (2005). L'étude théorique des fondements de ce test montre néanmoins qu'il ne faut pas prendre en compte l'année précédant la réception de l'aide, puisque le système d'aide a déjà une action à cette date. C'est une révision substantielle du principe de ce test. La proposition démontrant ces résultats est la suivante :

**Proposition 3.4.2 (Biais attendu et test dans un modèle à tendance aléatoire)** *Si la productivité de l'entreprise suit un modèle aléatoire tel que défini par l'hypothèse 3.4.2 et les équations (3.3.1) et (3.3.9), le profil temporel de l'impact du système d'aide n'est pas identifié par la différence de moyenne des écarts des demandes de facteurs à leurs moyennes individuelle et temporelle avant et après la demande d'aide. Le biais de l'estimateur « within » est proportionnel à l'écart des dates comparées :*

$$E^k [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] = E \left[ \delta_t^{lk} \right] + (k - j) E^0 [\lambda_i], \forall k \geq -1, \forall j \leq -2 \quad (3.4.17)$$

$$E^j [W \ln L_{it}] - E^{j-r} [W \ln L_{it}] = r E^0 [\lambda_i], \forall j \leq -2, \forall r \geq 1, \quad (3.4.18)$$

PREUVE : Voir en annexe 3.E. ■

Un test du modèle à tendance aléatoire contre le modèle à composante fixe dans le temps se base sur la comparaison du profil de l'action des aides avant la réception des aides. Le modèle à composante fixe dans le temps implique en effet que les moyennes des écarts aux moyennes individuelles et temporelles pour les périodes précédant de plus de deux ans la réception des aides sont égales (équation (3.4.11)). Le modèle à tendance aléatoire implique par contre que ces valeurs sont différentes, et sans doute qu'elles croissent en se rapprochant de la réception de l'aide. On devrait donc observer une pente croissante dans les années précédant la réception de l'aide lorsque l'on construit les moyennes des écarts aux moyennes individuelles et temporelles si le modèle à tendance aléatoire est observé.

### 3.4.3 Le manager connaît l'ensemble de la productivité : biais attendu pour l'estimateur « within »

Le second modèle alternatif dont les conséquences sont explorées est un modèle dans lequel le manager connaît l'ensemble de la productivité lorsqu'il choisit le niveau de ses facteurs et de demander une aide. L'estimateur « within » est bien entendu biaisé dans ce cas, mais son biais peut être calculé. Sous des conditions restrictives, le profil temporel autour de la réception de l'aide est identique pour des facteurs substitués et compléments bruts du capital, ce qui permet de distinguer le modèle à connaissance complète sans impact des aides d'un modèle à connaissance complète avec impact des aides. Si un impact des aides est détecté, l'ampleur de l'impact n'est mesurable que si l'on fait l'hypothèse que le manager n'avait d'information que sur la composante fixe dans le temps de la productivité. Il est donc possible de détecter si les aides ont un impact sous des conditions moins restrictives que celles permettant de mesurer cet impact. Le modèle à productivité connue par le manager est décrit par l'hypothèse suivante :

**Hypothèse 3.4.3 (Modèle à productivité connue)** *Ce modèle est défini par les hypothèses suivantes :*

- *La productivité de l'entreprise est composée d'un terme idiosyncratique fixe dans le temps et d'un bruit blanc i.i.d. :*

$$\epsilon_{it} = \mu_i + \eta_{it}. \quad (3.4.19)$$

- *L'entrepreneur connaît  $\mu_i$  et  $\eta_{it}$  lorsqu'il choisit ses facteurs et de demander une subvention :*

$$\mathcal{I}_{it} = \{\mu_i, \eta_{it}\}. \quad (3.4.20)$$

- *L'effet de l'information sur le logarithme de la demande de facteur est linéaire :*

$$h^l(\mathcal{I}_{it}) = \mu_i + \eta_{it}. \quad (3.4.21)$$

Sous l'hypothèse 3.4.3, on peut écrire la demande dynamique de facteur comme un modèle à effets fixes individuel et temporel :

$$\ln L_{it} = \delta_t^{l-1} D_{it+1} + \sum_{j=0}^{\infty} \delta_t^{lj} D_{it-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_t^{lj} D_{it-j} D_{it-j+1} + \gamma_t^l + \mu_i + \rho_{it} + v_{it}, \quad (3.4.22)$$

$$\text{avec : } \rho_{it} = \theta^l \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \theta^l)^j \eta_{it}. \quad (3.4.23)$$

### 3.4 Stratégies d'identification

---

L'estimateur « within » est bien sûr biaisé dans ce cas : le manager connaissant la productivité de son entreprise lorsqu'il demande une aide, le niveau des facteur l'année de la demande d'aide sera supérieur à celui d'une année normale, même lorsque la demande de facteur a été centrée autour des moyennes individuelles et temporelles. La présence de ce choc l'année de la demande d'aide invalide l'estimation des paramètres aux périodes suivantes, puisque l'effet du choc de productivité sur la demande de facteurs persiste dans le temps, en conséquence du processus d'ajustement partiel de la demande de facteurs.

Le test de Galiani, Gertler, et Schargrodsky (2005) vise à détecter ce choc et à signaler que l'estimateur « within » est biaisé. Néanmoins, détecter un choc positif l'année précédant la réception de l'aide peut aussi signaler l'effet du système d'aide sur un facteur substitut brut du capital. De même, ne pas détecter de choc l'année précédant la réception de l'aide pourrait être interprété comme le fait que le manager ne connaît que la composante fixe dans le temps de la productivité de son entreprise et donc que l'estimateur « within » est non biaisé. Mais, dans notre cadre théorique, il est aussi possible d'interpréter cette absence de choc comme l'effet du système d'aide sur la demande d'un facteur substitut brut du capital compensé par un choc de productivité positif conduisant à la demande d'aide. Le test de Galiani, Gertler, et Schargrodsky (2005) visant à détecter un choc dans la demande de facteur l'année précédant la réception de l'aide ne renseigne donc en rien sur la validité de l'estimateur « within » dans un modèle où les agents anticipent la réception de l'aide : un choc peut être détecté sans que l'estimateur soit pour autant invalidé, puisqu'un effet des aides est attendu ; aucun choc peut n'être détecté sans pour autant que l'estimateur soit validé, puisque l'effet des aides peut compenser le biais de sélection.

Il est néanmoins possible d'exploiter certaines caractéristiques du modèle avec productivité connue pour tester la présence d'un effet non nul de l'aide et déduire la nature de substitut ou complément brut du capital du facteur étudié. Le profil temporel de l'estimateur « within » dans le modèle à productivité connue est le résultat de deux influences : le profil temporel de l'impact du système d'aide, tel que caractérisé par la proposition 3.3.1 et le profil temporel du biais attendu. On démontre que le profil temporel du biais attendu est positif (si le choc de productivité augmente la probabilité de demander l'aide) et de taille décroissante avec la distance à l'année de demande de l'aide. Dans ce cas, le profil temporel de l'estimateur « within » biaisé peut nous renseigner sur la substitution entre le facteur étudié et le capital. Un choc négatif l'année de la demande d'aide implique que le facteur étudié est complément brut du capital. Un choc négatif lors de la réception de l'aide signale un fac-

teur substitut brut du capital. Enfin, si deux chocs positifs se succèdent avant et lors de la réception de l'aide, le facteur est complément brut si le choc lors de la réception de l'aide est supérieur au choc lors de la demande d'aide. Si le choc lors de la demande d'aide est supérieur au choc positif lors de la réception de l'aide, il est impossible de conclure quant à la nature du facteur. C'est ce que démontre la proposition suivante :

**Proposition 3.4.3 (Identification dans un modèle à productivité connue)** *Si la productivité de l'entreprise suit le modèle défini par l'hypothèse 3.4.3 et les équations (3.3.1) et (3.3.9), l'ampleur du profil temporel de l'impact du système d'aide n'est pas identifié par la différence de moyenne des écarts des demandes de facteurs à leurs moyennes individuelle et temporelle avant et après la demande d'aide. On peut néanmoins déterminer la nature substitut ou complément brut du capital des facteurs étudiés, et donc mesurer le signe de l'effet du système d'aide sous l'hypothèse que la productivité augmente la probabilité de demande d'aide ( $d_t$  croissante en  $\eta_{it}$ ). Les conditions dans lesquelles le signe de l'impact est identifié sont les suivantes (avec  $j \leq -2$ ) :*

- *Le facteur  $L$  est complément brut du capital si l'une des deux conditions suivantes est vérifiée :*

$$E^{-1} [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] \leq 0 \quad (3.4.24)$$

$$E^0 [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] \geq E^{-1} [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] \geq 0, j \leq -2. \quad (3.4.25)$$

- *Le facteur  $L$  est substitut brut du capital si :*

$$E^0 [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] \leq 0 \quad (3.4.26)$$

- *La nature du facteur  $L$  par rapport au capital n'est pas déterminée si :*

$$E^{-1} [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] \geq E^0 [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] \geq 0 \quad (3.4.27)$$

PREUVE : Voir en annexe 3.F. ■

## 3.5 Les données utilisées et le dispositif évalué

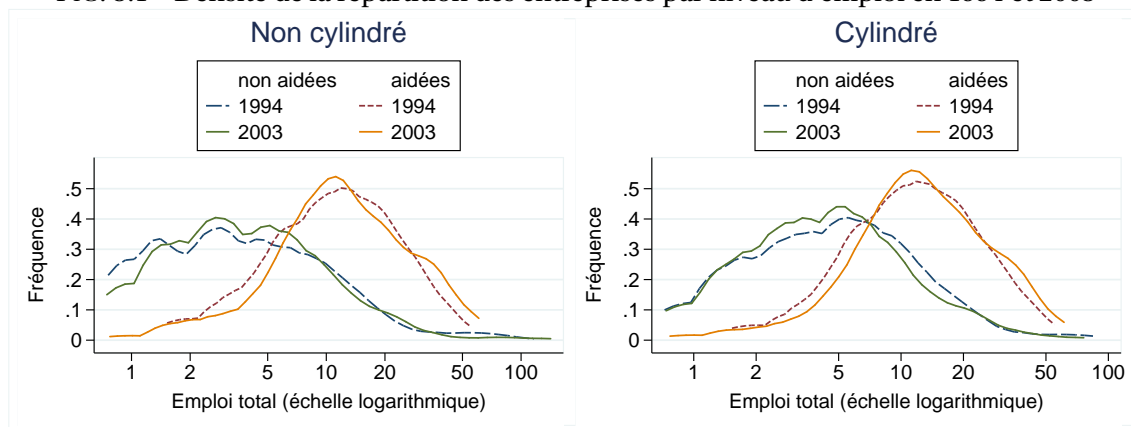
Le cadre conceptuel développé dans les sections précédentes est appliqué à l'évaluation de l'impact d'un dispositif de subventions à l'investissement à destination des scieries sur leur demande de travail et de grumes. Le dispositif évalué est financé conjointement par l'Europe, à travers le fonds européen de développement régional (FEDER), l'État, à travers le dispositif d'aide aux industries du bois (ADibois) et enfin par les conseils régionaux. Les entreprises voient leur investissement subventionné à hauteur de 20 % en moyenne du montant éligible. Les sommes engagées sur la période étudiée (1994/2003) par les différents bailleurs se montent à 15 millions d'euros (M€). 1,5 M€ sont donc engagés en moyenne par an. 196 dossiers d'aides ont été recensés sur la période 1994/2003.

Les estimations sont réalisées sur une base de données originale, issue de l'assemblage des bases de suivi de l'allocation des aides et de l'Enquête Annuelle de Branche (EAB) réalisée par le Service Statistique du Ministère de l'Agriculture et de la Forêt (SCEES). Les bases de suivi des aides sont constituées par les Services Régionaux de la Forêt et du Bois (SRFB) d'Auvergne et du Limousin et décrivent les taux de subvention, les montants des subventions et les montants primables pour toutes les scieries aidées. L'EAB est un recensement annuel réalisé exhaustivement auprès de toutes les scieries françaises pour mesurer les volumes de production, d'achats de grumes, le chiffre d'affaire ainsi que le volume du personnel employé. Avec cette base de données, il est possible d'identifier les sentiers d'évolution de la demande annuelle de travail et de grumes des scieries aidées et non aidées sur la période 1994/2003.

La figure 3.1 (resp. 3.2) montre une estimation non paramétrique de la densité de la distribution de l'emploi (resp. des achats de grumes) dans les entreprises 1994 et 2003. On distingue les entreprises aidées au moins une fois entre 1994 et 2003 (appelées « aidées ») des entreprises qui ne seront pas aidées sur cette période. Les figures 3.1 et 3.2 présentent les résultats de l'estimation de ces densités sur deux échantillons : cylindré et non cylindré.

La première caractéristique apparente sur les figures 3.1 et 3.2 est la différence importante de taille entre entreprises aidées et non aidées. Sur la base de l'échantillon cylindré, le mode de la distribution de l'emploi dans les entreprises non aidées est de l'ordre de cinq salariés, alors que celui de la distribution des entreprises aidées est légèrement supérieur à dix. Cette différence se retrouve dans le cas de l'utilisation de grumes : le mode de la distribution des entreprises aidées est de l'ordre de dix mille mètres cubes (m<sup>3</sup>) annuels, alors que pour les entreprises non aidées, le mode est de mille m<sup>3</sup> annuels.

FIG. 3.1 – Densité de la répartition des entreprises par niveau d'emploi en 1994 et 2003



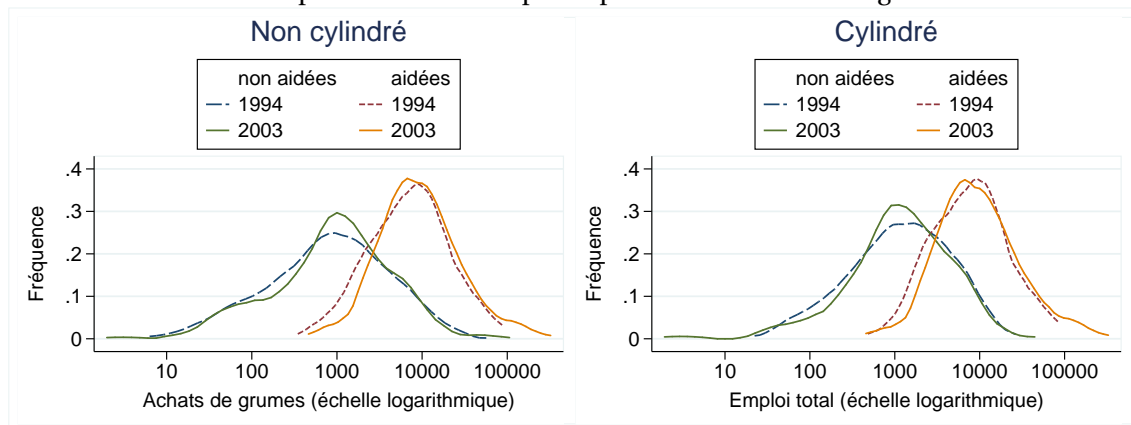
Note : la densité est estimée sur l'ensemble des entreprises reportant un niveau d'emploi non nul. L'échantillon cylindré est constitué pour représenter les entreprises reportant un niveau d'emploi non nul entre 1994 et 2003. La densité est estimée par une fonction de noyau d'Epanechnikov. La largeur de bande sélectionnée est 0,1.  
Source : EAB.

La deuxième caractéristique apparente est la persistance de ces différences dans le temps, indiquant une sélection dans le dispositif sur la base de caractéristiques fixes dans le temps. Les distributions des demandes des deux facteurs des entreprises aidées et non aidées sont très proches en 1994 et 2003. Cette propriété souligne le problème que soulève une stratégie d'identification basée sur les écarts à la moyenne : leur variabilité est faible, et il sera donc difficile d'estimer un impact avec précision.

Enfin, les figures 3.1 et 3.2 montrent que le cylindrage de l'échantillon joue surtout en terme d'emploi sur la base de la densité des entreprises non aidées, principalement en 1994 : ce sont en effet les petites entreprises qui disparaissent le plus de l'échantillon et parmi elles aucune entreprise aidée n'est comprise. L'échantillon non cylindré est composé de 535 entreprises, alors que l'échantillon cylindré est composé de 184 entreprises, dont 76 aidées.

### 3.6 Les résultats

FIG. 3.2 – Densité de la répartition des entreprises par niveau d'achats de grumes en 1994 et 2003



Note : la densité est estimée sur l'ensemble des entreprises reportant un niveau d'emploi non nul. L'échantillon cylindré est constitué pour représenter les entreprises reportant un niveau d'emploi non nul entre 1994 et 2003. La densité est estimée par une fonction de noyau d'Epanechnikov. La largeur de bande sélectionnée est 0,1. Source : EAB.

### 3.6 Les résultats

La procédure d'estimation utilise l'échantillon cylindré et suit trois étapes :

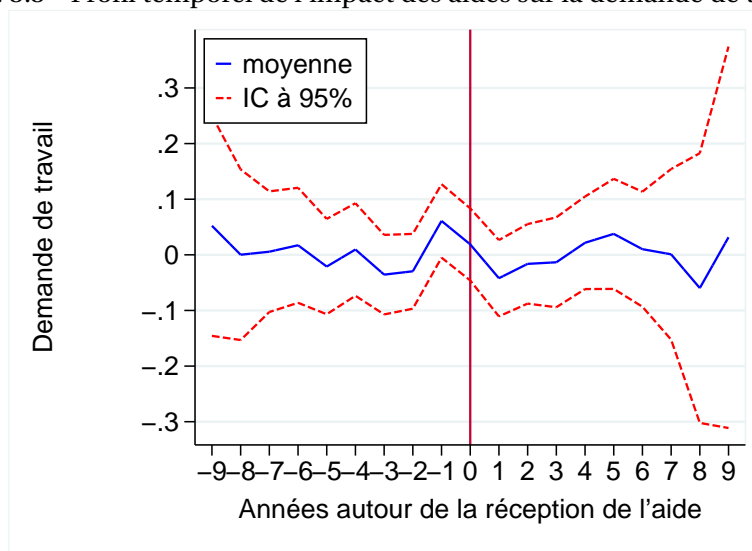
- Les demandes de facteurs (grumes et travail) sont exprimées en écarts à leurs moyennes individuelle et temporelle, comme dans la formule (3.4.7).
- Les moyennes des ces demandes de facteurs autour de la réception des aides pour les entreprises aidées une seule fois sont calculées en utilisant les moindres carrés ordinaires : il s'agit d'une régression reliant les demandes de facteurs à un jeu de variables muettes prenant la valeur un si l'observation est réalisée  $k$  années après la réception de l'aide et zéro sinon. Ces résultats sont présentés dans les figures 3.3 à 3.8. Pour tester la présence d'une tendance aléatoire conduisant les entreprises dont la productivité s'améliore à demander une aide, un test de tendance commune est réalisé. On compare pour cela les coefficients des années précédant la demande d'aide sur la base de l'équation (3.4.11).
- La valeur des coefficients  $\Delta^k L$  est enfin estimée sur la base de l'équation (3.4.9). Pour cela, on estime par les moindres carrés ordinaires un modèle reliant les demandes facteurs exprimées en écart à leurs moyennes individuelle et temporelle à une constante et un jeu de variables muettes prenant la valeur 1 si l'entreprise a été aidée il y a  $k$  années, pour  $k \geq -1$ . La constante estime donc la moyenne des demandes de facteurs pour les années précédant la demande d'aide. Le coefficients de chaque variable muette mesure l'écart entre cette moyenne et le niveau de demande de facteurs après la demande d'aide. Si le coefficient estimant  $\Delta^{-1} L$  est

négatif mais pas significativement différent de zéro, un test supplémentaire est réalisé, le comparant à  $\Delta^0 L$ . Si ce dernier coefficient est supérieur, le facteur est complément brut du capital, conformément à l'équation (3.4.25). Les résultats des tests et de cette dernière estimation sont présentés dans le tableau 3.1.

### 3.6.1 La demande de travail

La figure 3.3 représente le profil de l'impact des aides sur la demande de travail. On observe tout d'abord qu'il ne semble pas y avoir de tendance spécifique positive dénotant une hausse de la demande de grumes avant la réception d'une aide. Ce résultat est confirmé par un test de Wald d'égalité de ces coefficients, dont les résultats sont présentés dans le tableau 3.1.

FIG. 3.3 – Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de travail



Note : l'impact annuel et son écart-type sont estimés par une régression par les moindres carrés ordinaires sans constante reliant les écarts de la demande de facteurs aux moyennes individuelle et temporelle à des variables muettes temporelles indiquant la position de l'observation autour de la réception de l'aide.  
Source : EAB et DRAF Auvergne et Limousin.

L'année précédant la réception de l'aide, la demande de travail connaît un pic significativement positif (coefficient de l'année précédant la réception de l'aide sur la tableau 3.1), observé dans les deux régions (figures 3.4 et 3.5). Ce choc peut être expliqué soit par le modèle à productivité connue, soit par une substitution capital/travail, due à la hausse du coût du capital cette année-là. La demande de travail diminue ensuite les deux années suivant la réception de l'aide. C'est cohérent avec une substitution capital/travail et avec un choc de productivité persistant dans le temps, si le coefficient de persistance  $\theta^l$  est faible. La demande de facteurs devient négative une année après la

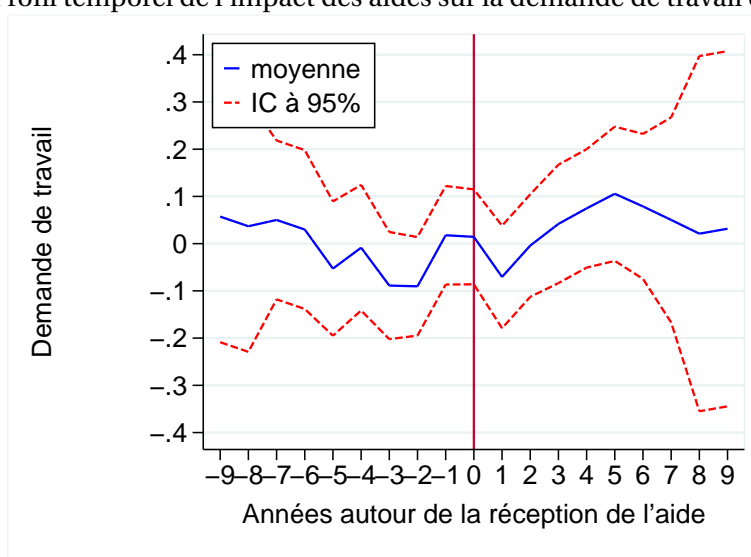


### 3.6 Les résultats

réception de l'aide, mais ce coefficient n'est pas significativement différent de zéro, comme présenté sur le tableau 3.1.

Sur la figure 3.3, l'aide semble ne pas avoir d'impact à long terme : la demande de travail revient vers son niveau en l'absence d'aide, si aucune autre aide n'est reçue par la suite. Mais si l'on décompose le profil de la demande de travail autour de la date de réception des aides dans les deux régions, on observe des impacts de long terme.

FIG. 3.4 – Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de travail en Auvergne



Note : l'impact annuel et son écart-type sont estimés par une régression par les moindres carrés ordinaires sans constante reliant les écarts de la demande de facteurs aux moyennes individuelle et temporelle à des variables muettes temporelles indiquant la position de l'observation autour de la réception de l'aide.  
Source : EAB et DRAF Auvergne et Limousin.

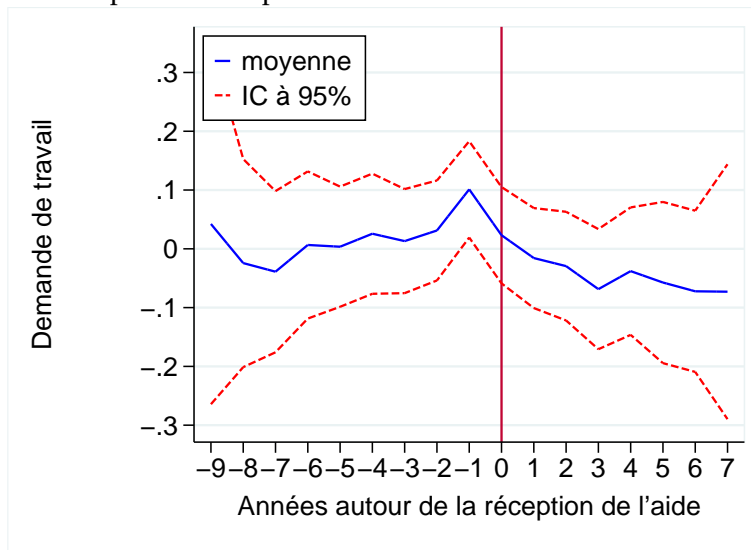
La figure 3.4 montre qu'en Auvergne, la réception d'une aide, après un choc positif la précédant, puis un choc négatif, semble repartir à la hausse par la suite. En Limousin, par contre, la figure 3.5 montre que la baisse suite à la réception des aides se prolonge et s'aggrave.

Deux interprétations de ces observations sont possibles :

- Soit le profil observé correspond à court terme à la domination de l'effet de substitution, le niveau de production n'étant pas ajusté immédiatement. Ce sont des différences dans les possibilités d'expansion qui expliquent les différences entre régions.
- Soit les procédures d'attribution d'une deuxième aide diffèrent entre les deux régions. En Limousin, les entreprises qui ne sont pas aidées une deuxième fois ont subi une série de chocs négatifs, ce qui n'est pas le cas des entreprises aidées une seule fois en Auvergne.

En résumé, le profil temporel du système d'aide sur la demande de travail est compatible avec un

FIG. 3.5 – Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de travail en Limousin



Note : l'impact annuel et son écart-type sont estimés par une régression par les moindres carrés ordinaires sans constante reliant les écarts de la demande de facteurs aux moyennes individuelle et temporelle à des variables muettes temporelles indiquant la position de l'observation autour de la réception de l'aide.  
Source : EAB et DRAF Auvergne et Limousin.

effet du système d'aide sur un facteur substitut brut du capital, mais aussi avec un modèle à productivité connue. L'existence d'un effet du système d'aide sur la demande de facteurs doit être démontré en étudiant la demande de grumes.

### 3.6.2 La demande de grumes

La figure 3.6 présente le profil d'évolution des résidus de la demande de grumes. On n'observe pas de tendance spécifique avant la réception des aides, ce qui est confirmé par le test de tendance aléatoire du tableau 3.1. Le modèle à tendance aléatoire semble donc invalidé. Par contre, aucun choc positif avant la réception des aides ne semble observable. Un choc négatif précédant la réception d'aide est par contre très clairement visible, et ce dans les deux régions (figures 3.7 et 3.8). Cette observation implique que le système d'aide a un effet et que les grumes sont un facteur complément brut du capital. La demande de grumes augmente juste après la réception des aides, de manière cohérente avec un modèle dans lequel les grumes sont complémentaires du capital. Cette observation est confirmée par le résultat du test de complément brut réalisé dans le tableau 3.1.

L'impact positif des aides se maintient trois à quatre ans après la réception des aides. Il est maximum deux ans après la réception des aides. La réception d'une subvention à l'investissement permet une hausse moyenne de la demande de grumes de 10%. L'augmentation de l'impact des aides après

### 3.6 Les résultats

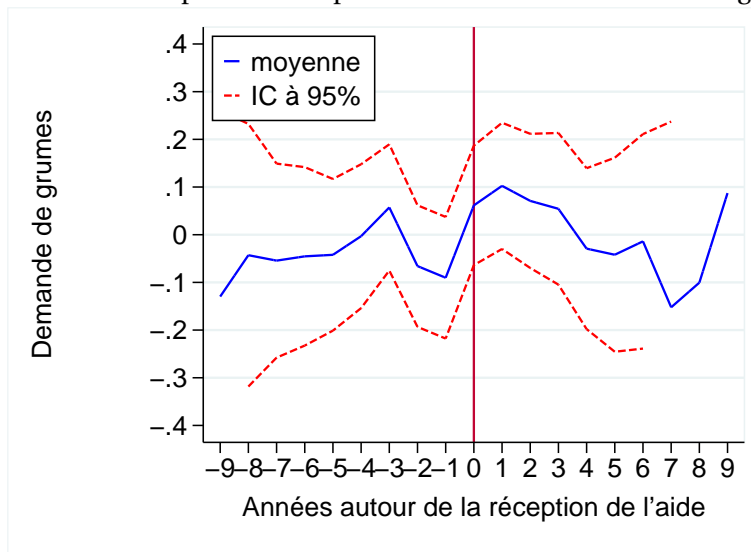
TAB. 3.1 – Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de facteurs des entreprises

Années suivant la réception de l'aide	Travail			Grumes		
	Ensemble	Auvergne	Limousin	Ensemble	Auvergne	Limousin
-1	.073*** (.037)	.055 (.059)	.090*** (.045)	-.066 (.071)	-.059 (.058)	-.071 (.125)
0	.031 (.037)	.052 (.057)	.012 (.045)	.086 (.070)	.045 (.056)	.126 (.125)
1	-.030 (.038)	-.033 (.061)	-.027 (.047)	.127* (.074)	.101* (.059)	.150 (.129)
2	-.004 (.040)	.034 (.061)	-.040 (.050)	.095 (.077)	.172*** (.059)	.018 (.143)
3	-.001 (.044)	.080 (.068)	-.080 (.055)	.078 (.086)	.138*** (.067)	.024 (.156)
4	.034 (.045)	.112 (.068)	-.049 (.058)	-.005 (.091)	.095 (.067)	-.123 (.175)
5	.050 (.053)	.143* (.076)	-.068 (.071)	-.018 (.107)	.115 (.075)	-.230 (.227)
6	.022 (.055)	.117 (.082)	-.083 (.071)	.010 (.118)	.090 (.087)	-.079 (.227)
7	.013 (.079)	.088 (.113)	-.084 (.110)	-.128 (.199)	-.077 (.134)	-.204 (.444)
8	-.047 (.124)	.059 (.192)	-.152 (.154)	-.077 (.343)	-.055 (.188)	
9	.044 (.174)	.069 (.192)		.111 (.343)	.133 (.188)	
Nombre d'observations	280	140	140	290	140	150
Probabilité critique du test de tendance commune	.969	.726	.994	.932	.923	.897
Probabilité critique du test de complé- ment brut				0.094	.148	.224

Note : Les coefficients sont estimés par les moindres carrés ordinaires appliqués aux demande de facteurs exprimées en écarts à leurs moyennes individuelle et temporelle. Des variables muettes indiquent les années suivant la réception de l'aide (à partir de l'année précédant la réception de l'aide). Les coefficients sont exprimés en écart aux années précédant la demande d'aide. Les écarts-types sont entre parenthèses. \*, \*\* et \*\*\* indiquent qu'un coefficient est significativement différent de zéro avec un taille de test respectivement de 10 %, 5 % et 1 %. Le test de tendance commune est basé sur l'équation (3.4.11). Il est effectué à partir d'une estimation comprenant l'ensemble des années précédant la réception de l'aide. C'est un test de Wald comparant l'égalité des coefficients précédant la demande de l'aide. Le test de présence d'un complément brut est basé sur l'équation (3.4.25). Il compare la valeur des coefficients l'année précédant la réception de l'aide et l'année de la réception de l'aide. Il n'est appliqué qu'aux estimations dans lesquelles le coefficient l'année de la réception de l'aide peut être supérieur au coefficient de l'année précédente. Source : EAB et SRFB Auvergne et Limousin.

la réception n'est pas cohérent avec le modèle simple d'ajustement présenté dans la partie théorique. Néanmoins, le profil différent de cette hausse dans les deux régions semble confirmer les possibilités différentes d'expansion suite à la baisse du coût du capital : la hausse de la demande de grumes est bien plus forte en Auvergne qu'en Limousin.

FIG. 3.6 – Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de grumes



Note : l'impact annuel et son écart-type sont estimés par une régression par les moindres carrés ordinaires sans constante reliant les écarts de la demande de facteurs aux moyennes individuelle et temporelle à des variables muettes temporelles indiquant la position de l'observation autour de la réception de l'aide.  
Source : EAB et DRAF Auvergne et Limousin.

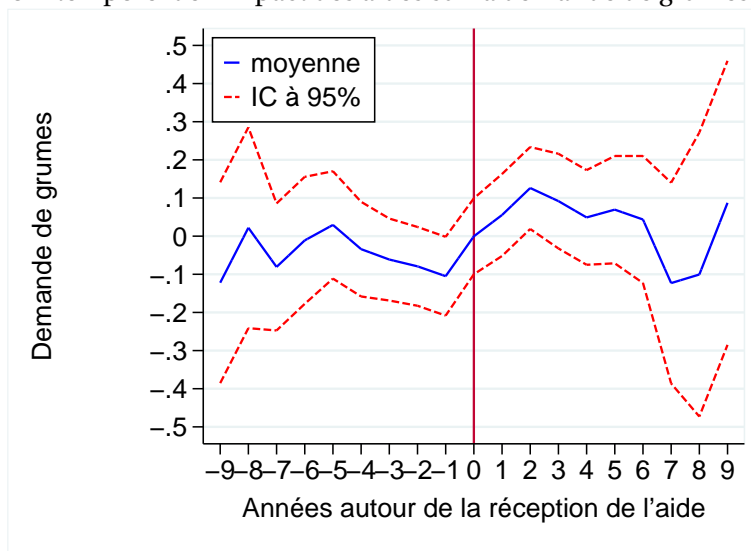
### 3.7 Conclusion

Ce chapitre a proposé une dérivation rigoureuse de la validité de l'estimateur à effets fixes et d'étudier les conséquences d'échecs possibles de cette validité. On a notamment montré que dans le cas où les agents anticipent la réception de l'aide, celle-ci a un impact l'année précédant sa réception. L'existence de cet impact invalide le test usuel de validité de l'estimateur à effets fixes développé par Galiani, Gertler, et Schargrodsky (2005) basé sur l'observation d'un choc autour de la composante fixe de la variable de résultat l'année précédant la réception de l'aide. On montre par contre qu'une version corrigée (pour ne pas prendre en compte la période précédant la réception de l'aide) du test de « tendance commune » de Heckman et Hotz (1989) reste valide pour détecter la présence d'un modèle à tendance aléatoire.

Des tests alternatifs ont été proposés, permettant de déterminer si l'aide a un impact, et le cas

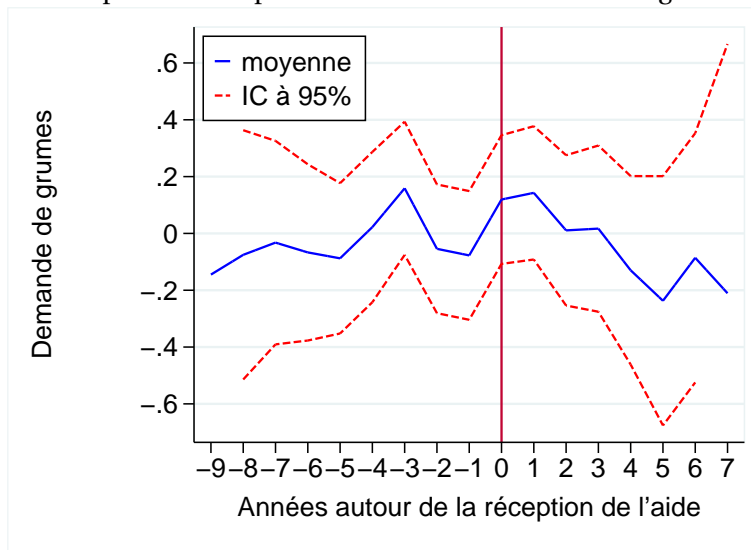
### 3.7 Conclusion

FIG. 3.7 – Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de grumes en Auvergne



Note : l'impact annuel et son écart-type sont estimés par une régression par les moindres carrés ordinaires sans constante reliant les écarts de la demande de facteurs aux moyennes individuelle et temporelle à des variables muettes temporelles indiquant la position de l'observation autour de la réception de l'aide.  
Source : EAB et DRAF Auvergne et Limousin.

FIG. 3.8 – Profil temporel de l'impact des aides sur la demande de grumes en Limousin



Note : l'impact annuel et son écart-type sont estimés par une régression par les moindres carrés ordinaires sans constante reliant les écarts de la demande de facteurs aux moyennes individuelle et temporelle à des variables muettes temporelles indiquant la position de l'observation autour de la réception de l'aide.  
Source : EAB et DRAF Auvergne et Limousin.

### **La validité des évaluations utilisant les effets fixes : l'exemple des subventions à l'investissement**

---

échéant de déterminer son signe. Ces tests reposent sur une inversion du profil temporel de l'impact des aides tel qu'estimé par les effets fixes : un effet positif (resp. négatif) avant la réception de l'aide suivi d'un effet négatif (resp. positif) lors de la réception de l'aide ne sont pas compatibles avec le processus de sélection. Dans l'application retenue (évaluation de l'effet d'une subvention à l'investissement sur la demande de facteurs autre que le capital), ce profil signale un facteur complément (resp. substitut) du capital.

L'estimateur des effets fixes a par ailleurs été adapté pour estimer le profil temporel moyen de l'impact de la réception des aides.



### Annexe 3.A Preuve de la proposition 3.2.1

La détermination de la règle de décision de demande d'aide s'obtient en transformant le problème d'optimisation intertemporelle présenté à l'équation (3.2.4). Si  $D_{it+1} = 1$ , la fonction de valeur définie dans l'équation (3.2.4) devient :

$$\begin{aligned} V_t^1(K_{it-1}, D_{it}, \mathcal{J}_{it}) - C_{it} = & \max_{\{K_{is}, L_{is}, G_{is}, D_{is+2}\}_{s=t}^{\infty}} E \left[ p_t F(K_{it}, L_{it}, G_{it}, \epsilon_{it}) - p_t^G G_{it} - w_t L_{it} \right. \\ & - p_t^I (1 - \tau D_{it})(K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}) + \beta p_{t+1} F(K_{it+1}, L_{it+1}, G_{it+1}, \epsilon_{it+1}) - \beta p_{t+1}^I (1 - \tau)(K_{it+1} - (1 - \delta)K_{it}) \\ & \left. - w_{t+1} L_{it+1} - p_{t+1}^G G_{it+1} - C_{it+1} D_{it+2} + \sum_{s=t+2}^{\infty} \beta^k R_{is} \middle| \mathcal{J}_{it} \right] - C_{it} \quad (3.A.1) \end{aligned}$$

Si  $D_{it+1} = 0$ , la fonction de valeur devient :

$$\begin{aligned} V_t^0(K_{it-1}, D_{it}, \mathcal{J}_{it}) = & \max_{\{K_{is}, L_{is}, G_{is}, D_{is+2}\}_{s=t}^{\infty}} E \left[ p_t F(K_{it}, L_{it}, G_{it}, \epsilon_{it}) - p_t^G G_{it} - w_t L_{it} \right. \\ & - p_t^I (1 - \tau D_{it})(K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}) + \beta p_{t+1} F(K_{it+1}, L_{it+1}, G_{it+1}, \epsilon_{it+1}) - \beta p_{t+1}^I (K_{it+1} - (1 - \delta)K_{it}) \\ & \left. - w_{t+1} L_{it+1} - p_{t+1}^G G_{it+1} - C_{it+1} D_{it+2} + \sum_{s=t+2}^{\infty} \beta^k R_{is} \middle| \mathcal{J}_{it} \right]. \quad (3.A.2) \end{aligned}$$

La comparaison de ces deux valeurs conduit au choix optimal de  $D_{it+1}$ . Par ailleurs, on a :

$$V_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mathcal{J}_{it}) = \max(V_t^1(K_{it-1}, D_{it}, \mathcal{J}_{it}) - C_{it}, V_t^0(K_{it-1}, D_{it}, \mathcal{J}_{it})). \quad (3.A.3)$$

### Annexe 3.B Preuve de la proposition 3.2.2

En substituant les contraintes (3.2.1) et (3.2.2) dans la définition de la fonction de revenu  $R_{it}$  (équation 3.2.3), on peut écrire :

$$\begin{aligned} E \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^k R_{is} \middle| \mathcal{J}_{it} \right] = & E \left[ p_t F(K_{it}, L_{it}, G_{it}, \epsilon_{it}) - p_t^G G_{it} - w_t L_{it} \right. \\ & - p_t^I (1 - \tau D_{it})(K_{it} - (1 - \delta)K_{it-1}) - C_{it} D_{it+1} - \beta p_{t+1}^I (1 - \tau D_{it+1})(K_{it+1} - (1 - \delta)K_{it}) \\ & \left. + \beta p_{t+1} F(K_{it+1}, L_{it+1}, G_{it+1}, \epsilon_{it+1}) - w_{t+1} L_{it+1} - p_{t+1}^G G_{it+1} - C_{it+1} D_{it+2} + \sum_{s=t+2}^{\infty} \beta^k R_{is} \middle| \mathcal{J}_{it} \right] \quad (3.B.1) \end{aligned}$$

Les conditions de premier ordre que doivent respecter les valeurs de  $K_{it}$ ,  $L_{it}$  et  $G_{it}$  qui maximisent



### 3.C Preuve de la proposition 3.3.1

---

la fonction (3.B.1) sont les suivantes :

$$p_t E \left[ \frac{\partial F}{\partial K_{it}}(K_{it}, L_{it}, G_{it}, \epsilon_{it}) \middle| \mathcal{I}_{it} \right] = p_t^I (1 - \tau D_{it}) - \beta(1 - \delta) p_{t+1}^I (1 - \tau D_{it+1}) \quad (3.B.2)$$

$$p_t E \left[ \frac{\partial F}{\partial L_{it}}(K_{it}, L_{it}, G_{it}, \epsilon_{it}) \middle| \mathcal{I}_{it} \right] = w_t \quad (3.B.3)$$

$$p_t E \left[ \frac{\partial F}{\partial G_{it}}(K_{it}, L_{it}, G_{it}, \epsilon_{it}) \middle| \mathcal{I}_{it} \right] = p_t^G \quad (3.B.4)$$

Ces conditions nécessaires sont bien celles du problème d'optimisation statique décrit par l'équation (3.2.7). Ce qui complète la preuve.

### Annexe 3.C Preuve de la proposition 3.3.1

Pour un substitut brut, on a :

$$\Delta^{-1} L \approx E \left[ \delta_t^{l-1} \right] \quad (3.C.1)$$

$$= E \left[ \theta^l \alpha_t^{l10} \right] \quad (3.C.2)$$

$$= E \left[ \theta^l \ln \frac{l_t(1,0)}{l_t(0,0)} \right] \quad (3.C.3)$$

$$= \theta^l E [\ln L_t(0, 1, \epsilon_{it}) - \ln L_t(0, 0, \epsilon_{it})] \quad (3.C.4)$$

$$\geq 0, \quad (3.C.5)$$

les quatre premières égalités sont issues des définitions (3.3.16), (3.3.12), (3.3.7), (3.3.1) et (3.2.16). L'inégalité est issue de la définition de substitut brut, et de la hausse du coût du capital avant la réception de l'aide (proposition 3.2.3, équation (3.2.20)). Pour un facteur complément brut du travail, l'impact l'année précédant la réception de l'aide est négatif.

Pour les années suivant la réception de l'aide, on a :

$$\Delta^k L \approx E \left[ \delta_t^{lk} \right] \quad (3.C.6)$$

$$= E \left[ \theta^l (1 - \theta^l)^k \left[ \alpha_{t-k}^{l10} + \alpha_{t-k-1}^{l01} (1 - \theta^l) \right] \right] \quad (3.C.7)$$

$$= \theta^l (1 - \theta^l)^k E \left[ \ln \frac{l_{t-k}(0, 1)}{l_{t-k}(0, 0)} + (1 - \theta^l) \ln \frac{l_{t-k-1}(1, 0)}{l_{t-k-1}(0, 0)} \right] \quad (3.C.8)$$

$$\approx \theta^l (1 - \theta^l)^k E [\ln L_{t-k}(1, 0, \epsilon_{it-k}) - \ln L_{t-k}(0, 0, \epsilon_{it-k})] + \theta^l (1 - \theta^l)^{k+1} \Delta^{-1} L \quad (3.C.9)$$

La dernière égalité est due à l'indépendance de  $\alpha_{t-k}^{l10}$  et  $\alpha_{t-k-1}^{l01}$ , que l'on postule ici.

Pour un facteur substitut brut du capital, la première partie du membre de droite de (3.C.9) est négative (voir équation (3.2.20)) alors que la seconde partie est positive (voir le membre de droite de l'équation (3.C.4)).  $\Delta^k L$  est donc inférieur à  $\Delta^{-1} L$ , et est négatif si l'effet du système d'aide est plus important en valeur absolue après la réception de l'aide. Ce qui complète la preuve.

### Annexe 3.D Preuve de la proposition 3.4.1

La preuve de la proposition se base sur l'application de la formule (3.4.5) de calcul de la transformation « within » à la demande dynamique de facteurs décrite par l'équation (3.4.4). On a en effet :

$$\ln L_{i.} = \gamma_{.}^l + \underbrace{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \delta_t^{l-1} D_{it+1} + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{t-j}^{lj} D_{it-j} + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t-j}^{lj} D_{it-j} D_{it-j+1} + \mu_i + v_i}_{\rho_{i.}} \quad (3.D.1)$$

$$\ln L_{.t} = \gamma_t^l + \underbrace{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_t^{l-1} D_{it+1} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{t-j}^{lj} D_{it-j} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t-j}^{lj} D_{it-j} D_{it-j+1} + \mu_{.} + v_{.t}}_{\rho_{.t}} \quad (3.D.2)$$

$$\ln L_{..} = \gamma_{.}^l + \underbrace{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \rho_{.t} + \mu_{.} + v_{..}}_{\rho_{..}} \quad (3.D.3)$$

Donc :

$$W \ln L_{it} = \delta_t^{l-1} D_{it+1} + \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{t-j}^{lj} D_{it-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t-j}^{lj} D_{it-j} D_{it-j+1} + W v_{it} - \rho_{i.} - \rho_{.t} + \rho_{..} \quad (3.D.4)$$

A partir de la définition de la moyenne des transformations « within » pour une entreprise aidée il y a  $k$  années (équation (3.4.7)), on a :

$$E^k [W \ln L_{it}] = E \left[ \delta_t^{lk} \right] + E^k [W v_{it}] - E^k [\rho_{i.}] - E^k [\rho_{.t}] + \rho_{..}, \text{ si } k \geq -1 \quad (3.D.5)$$

$$E^j [W \ln L_{it}] = E^j [W v_{it}] - E^j [\rho_{i.}] - E^j [\rho_{.t}] + \rho_{..}, \text{ si } j \leq -2. \quad (3.D.6)$$

Le résultat d'identification s'obtient en montrant que les termes en  $E^k$  et les termes en  $E^j$  des deux équations précédentes sont égaux, autrement dit que les espérances de ces termes sont indépendantes de la position des entreprises par rapport à la réception de l'aide.  $v_{it}$  est par construction indépendant de  $D_{it}$ , et son espérance dans les deux équations est donc nulle. L'espérance condition-

### 3.E Preuve de la proposition 3.4.2

---

nelle de  $\rho_i$  est constante par rapport à  $k$  : la population des entreprises aidées il y a  $k$  années est tout simplement la population des entreprises aidées. De la même manière, l'espérance conditionnelle de  $\rho_{i,t}$  est constante par rapport à  $k$  : l'ensemble des années où les entreprises ont été aidées il y a  $k$  années est constant et comprend l'ensemble des années, dès lors qu'au moins une entreprise est aidée par année, ce qui est le cas.

Le résultat d'estimation s'obtient de la même manière, en remplaçant les espérances par leurs équivalents dans l'échantillon.

### Annexe 3.E Preuve de la proposition 3.4.2

La preuve de cette proposition est très proche de la preuve de la proposition 3.4.1 présentée dans la section 3.D. Par analogie, on a :

$$W \ln L_{it} = \delta_t^{l-1} D_{it+1} + \sum_{j=0}^{\infty} \delta_t^{lj} D_{it-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_t^{lj} D_{it-j} D_{it-j+1} + W v_{it} + W \rho_{it} - \rho_{it} + W(\lambda_i t). \quad (3.E.1)$$

On a alors :

$$E^k [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] = E \left[ \delta_t^{lk} \right] + E^k [\lambda_i t] - E^j [\lambda_i t], \forall k \geq -1, \forall j \leq -2 \quad (3.E.2)$$

$$E^j [W \ln L_{it}] - E^{j-r} [W \ln L_{it}] = E^j [\lambda_i t] - E^{j-r} [\lambda_i t], \forall j \leq -2, \forall r \geq 1. \quad (3.E.3)$$

Pour compléter la preuve, il suffit donc de trouver la valeur de  $E^k [\lambda_i t]$ . Pour cela, on procède à un changement de variable : on choisit  $t' = t - k$ . Il est alors simple de montrer que :

$$E^k [\lambda_i t] = E^0 [\lambda_i (t' + k)] \quad (3.E.4)$$

$$= E^0 [\lambda_i] E[t'] + k E^0 [\lambda_i], \quad (3.E.5)$$

ce qui complète la preuve.

### Annexe 3.F Preuve de la proposition 3.4.3

La preuve de cette proposition se base sur l'écriture du biais de l'estimateur « within ». Comme démontré dans les sections précédentes, on a :

$$E^k [W \ln L_{it}] - E^j [W \ln L_{it}] = E [\delta_t^{l-1}] + E^k [\rho_{it}] - E^j [\rho_{it}], \forall k \geq -1, \forall j \leq -2 \quad (3.E1)$$

Le premier résultat que nous utilisons est le fait que le terme  $E^j [\rho_{it}]$  est constant par rapport à  $j$ , pour  $j \leq -2$  :

$$E^j [\rho_{it}] = \theta^l \sum_{m=0}^{\infty} (1 - \theta^l)^m E^j [\eta_{im}] \quad (3.E2)$$

$$= \theta^l \sum_{m=0}^{\infty} (1 - \theta^l)^m E [\eta_{im} | d_m(K_{im-1}, D_{im}, C_{im}, \mu_i + \eta_{im}) < 0] \quad (3.E3)$$

Les deux égalités sont dues à l'indépendance des  $\eta_{it}$  : l'espérance de leur somme devient la somme de leur espérance, et elles sont indépendantes de toutes les décisions de demande d'aide, sauf celle effectuée dans la période courante. Sous l'hypothèse raisonnable que la probabilité de demande d'aide est influencée positivement par le niveau de la productivité de l'entreprise, le membre de droite de l'équation (3.E3) est négatif.

Le deuxième résultat est une décomposition de  $E^{-1} [\rho_{it}]$  et  $E^0 [\rho_{it}]$  :

$$E^{-1} [\rho_{it}] = \theta^l E [\eta_{it} | d_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mu_i + \eta_{it}) \geq 0] + \theta^l \sum_{m=1}^{\infty} (1 - \theta^l)^m E [\eta_{im} | d_m(K_{im-1}, D_{im}, C_{im}, \mu_i + \eta_{im}) < 0] \quad (3.E4)$$

$$E^0 [\rho_{it}] = \theta^l E [\eta_{it} | d_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mu_i + \eta_{it}) < 0] + \theta^l (1 - \theta^l) E [\eta_{it} | d_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mu_i + \eta_{it}) \geq 0] + \theta^l \sum_{m=2}^{\infty} (1 - \theta^l)^m E [\eta_{im} | d_m(K_{im-1}, D_{im}, C_{im}, \mu_i + \eta_{im}) < 0]. \quad (3.E5)$$

### 3.F Preuve de la proposition 3.4.3

---

On obtient alors le signe du biais de l'estimateur « within », pour  $j \leq -2$  :

$$\begin{aligned} E^{-1}[\rho_{it}] - E^j[\rho_{it}] &= \theta^l E[\eta_{it} | d_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mu_i + \eta_{it}) \geq 0] \\ &\quad - \theta^l E[\eta_{it} | d_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mu_i + \eta_{it}) < 0] \end{aligned} \quad (3.E6)$$

$$\begin{aligned} E^0[\rho_{it}] - E^j[\rho_{it}] &= \theta^l (1 - \theta^l) E[\eta_{it} | d_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mu_i + \eta_{it}) \geq 0] \\ &\quad - \theta^l (1 - \theta^l) E[\eta_{it} | d_t(K_{it-1}, D_{it}, C_{it}, \mu_i + \eta_{it}) < 0]. \end{aligned} \quad (3.E7)$$

Ces deux termes de biais sont positifs, si la fonction  $d_t$  est croissante en  $\eta_{it}$ . Le résultat de la proposition s'obtient en comparant le sens du biais à l'impact attendu de l'aide sur la demande de facteur, selon la nature du facteur par rapport au capital.





# L'impact distributif des politiques agricoles des pays développés au Brésil : une analyse non paramétrique

## 4.1 Introduction

Les politiques agricoles des pays développés sont fréquemment accusées de diminuer les perspectives de développement des pays les plus pauvres en maintenant artificiellement une offre excédentaire sur les marchés des matières premières agricoles, induisant une baisse du niveau des prix. Une analyse simple utilisant la théorie des surplus montre pourtant que cette baisse des prix n'est pas défavorable à tous les pays : elle profite aux importateurs nets de biens agricoles. Ce résultat est quantifié par les modèles numériques appliqués à la question. Ils mesurent des gains de bien-être importants au retrait des politiques agricoles des pays développés pour les pays exportateurs nets, mais des gains faibles, voire des pertes, pour les pays d'Afrique subsaharienne et du Moyen Orient.

Le problème de ces résultats agrégés est qu'ils masquent l'hétérogénéité des situations individuelles dans chacun des pays concernés. Ils ne permettent notamment pas (ou uniquement grâce à des hypothèses héroïques sur la représentativité des ménages modélisés) d'inférer les impacts distributifs des réformes envisagées au niveau individuel (qui est le niveau pertinent pour prononcer un jugement éthique sur une politique). Les forts gains prédits pour les pays exportateurs de biens agricoles sont-ils distribués de manière égale dans la population ? C'est cette question que ce travail souhaite en partie résoudre, en exploitant des enquêtes de ménage permettant une désagrégation



## 4.1 Introduction

---

précise des résultats, et en utilisant des techniques non paramétriques, permettant une exploration « souple » des données, mais aussi une quantification de l'incertitude associée aux estimations d'impact distributif.

Nous étudions l'impact distributif au Brésil des variations de prix internationaux des biens agricoles échangeables consécutives au retrait des politiques agricoles des pays développés. Ces variations des prix internationaux sont inférées des résultats des simulations des modèles mondiaux d'équilibre général appliqués à la question. Partant de ces prédictions, nous développons un cadre théorique basé sur Deaton (1989) permettant de calculer une approximation au premier ordre de la variation compensatoire à partir de données observables dans une enquête budget/consommation classique. Nous montrons que même pour un ménage non séparable (Strauss 1986),<sup>1</sup> la variation compensatoire de revenu suite à une variation du prix d'un bien est proportionnelle au surplus commercialisé de ce bien. Nous adaptons par ailleurs ce résultat au cas de ménages détenant des stocks de biens et payant une partie de leurs intrants en nature. Nous empruntons enfin à Deaton la représentation non-paramétrique des résultats et de l'incertitude qui leur est associée. Nous représentons le profil distributif de la réforme (suppression des politiques agricoles des pays développés), c'est-à-dire l'impact moyen sur le bien-être des ménages (mesuré par la variation compensatoire de revenu) à chaque niveau de bien-être initial (mesuré par la dépense par tête). Le profil distributif de la réforme est représenté par le résultat d'une régression non paramétrique de la variation compensatoire de revenu sur le niveau de dépense par tête initial.

Appliqué aux données de la « Pesquisa Padrões de Vida » (PPV), enquête réalisée en 1996/97 et représentative de 65 % des ménages brésiliens, ces techniques permettent d'évaluer que le retrait des politiques agricoles des pays développés serait au Brésil défavorable aux plus pauvres, notamment dans les régions urbaines. L'impact distributif dans les régions rurales est estimé de manière moins précise, mais reste défavorable. Le statut d'acheteur net des ménages les plus pauvres, ainsi que la part prépondérante des achats de nourriture dans leur budget total, implique qu'ils souffriraient le plus à court terme d'une hausse des prix des biens agricoles échangeables.

Le papier est structuré comme suit : dans une première partie, nous présentons succinctement les politiques agricoles des pays développés, leur impact attendu sur les prix internationaux ainsi que

---

<sup>1</sup> Nous employons le terme le plus répandu de « séparabilité » pour désigner le comportement d'un ménage face à une imperfection de marché, bien que nous soyons conscients des maintes autres acceptions du terme dans la théorie et la pratique économique. Lambert et Magnac (1999) plaident pour l'utilisation du terme « récursivité » pour qualifier ce phénomène spécifique aux ménages agricoles, mais la profession des économistes agricoles du développement semble avoir définitivement opté pour le premier terme.

les prédictions sur l'ampleur des ces variations de prix que font les modèles d'équilibre général calculable (MEGC) mondiaux. Dans une seconde partie, nous présentons la méthodologie utilisée pour estimer l'impact distributif de ces variations de prix. Nous présentons ensuite les données brésiliennes sur laquelle nous appliquons la méthode, puis les résultats des estimations du profil distributif du retrait des politiques agricoles des pays développés au Brésil.

## **4.2 Un aperçu des politiques agricoles des pays développés et de leurs conséquences sur les niveaux des prix mondiaux**

Les politiques agricoles des pays développés sont très critiquées pour leur impact supposé à la baisse sur le niveau des prix internationaux, et pour les conséquences néfastes de ces prix faibles sur les pays en développement et la pauvreté (OXFAM 2003, OXFAM 2002, Stern 2002). Les pays de l'Organisation de Coopération et de Développement Economique (OCDE) sont les principaux utilisateurs de politiques agricoles<sup>2</sup>. Les dépenses annuelles des pays de l'OCDE en faveur de leur agriculture<sup>3</sup> ont atteint une moyenne de 300 milliards de dollars US (MM\$) sur la période 1999/2001 (OCDE 2002). Les principaux contributeurs à ce résultat sont l'Union Européenne (UE) et les Etats-Unis (EU) avec environ 100 MM\$ annuels et le Japon et la Corée, dépensant conjointement environ 80 MM\$ chaque année. Les instruments les plus utilisés sont les taxes à l'importation (64 % des dépenses totales), les soutiens directs à la production, dont le montant peut dépendre de la production courante ou de la production passée (30 % des dépenses totales) et les subventions à l'exportation (6 % des dépenses totales). La conséquence de ces mesures de politique agricole sur les cours mondiaux dans une analyse statique en équilibre partiel est systématiquement un effet à la baisse. La figure 4.1 illustre l'impact d'une taxe à l'importation instaurée par un pays développé importateur (et représentant une part suffisamment importante de la demande mondiale) sur le cours mondial.

Sans aucune intervention, le prix mondial est de  $p^e$ . La mise en place d'une taxe à l'importation par un grand pays importateur augmente le prix intérieur à  $p^f$ . Cela décourage la demande intérieure  $D$ , et encourage la production domestique  $O$ . En conséquence, la demande internationale  $DI$  diminue. Le prix international se fixe à un prix  $p^{et}$  inférieur à  $p^e$  pour égaliser l'offre et la demande mondiales : cela se traduit par une perte  $P$  de bien-être agrégé dans un petit pays exportateur (et par

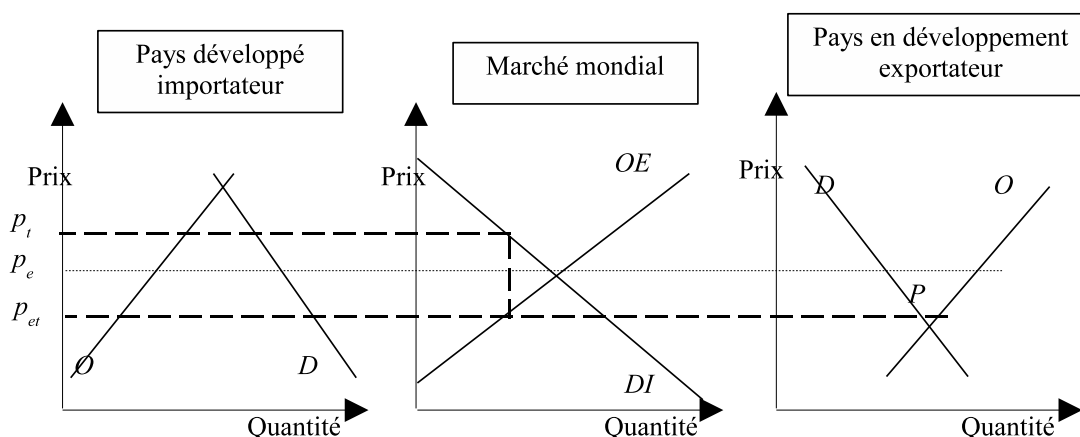
---

<sup>2</sup>Même si les pays en développement (PED) sont aussi responsables de certaines distorsions (Hoekman, Ng, et Olarreaga 2003).

<sup>3</sup>Par l'intermédiaire de dépenses budgétaires directes ou de hausses des prix à la consommation, telles que mesurées par l'estimation du soutien total calculé par l'OCDE.

## 4.2 Un aperçu des politiques agricoles des pays développés et de leurs conséquences

FIG. 4.1 – Impact sur le prix mondial et le bien-être dans un pays exportateur d'une taxe à l'importation instaurée par un grand pays importateur



un gain de bien-être dans un pays importateur).

Cette analyse standard est confirmée en équilibre général, et les résultats obtenus par les MEGC permettent de quantifier l'ampleur des variations de prix attendues suite à l'élimination des politiques agricoles des pays développés. Cette quantification est bien-entendu insatisfaisante d'un point de vue statistique, car basée sur une utilisation assez limitée des données disponibles liant intensité des politiques agricoles des pays développés et niveau des cours mondiaux. La calibration des paramètres des modèles dans le but de reproduire une situation type, ainsi que le choix de formes fonctionnelles restrictives empêchent en effet d'interpréter les résultats de ces modèles comme l'identification d'un paramètre causal au sens économique (Hansen et Heckman 1996, Heckman 2000).<sup>4</sup> Malgré tout, ces exercices de simulation permettent d'obtenir une estimation plausible de l'ampleur des variations de prix attendues suite à l'élimination des politiques agricoles des pays développés.

Le tableau 4.1 présente deux résultats de simulations utilisant deux MEGC différents : les conséquences de l'élimination de l'ensemble des politiques agricoles dans le monde<sup>5</sup> une fois l'Accord sur l'Agriculture de l'Uruguay Round (AAUR) complètement mis en place évaluées par le modèle Linkage (Beghin, Van Der Mensbrugge, et Roland-Holst 2003), et les conséquences du retrait des politiques agricoles des pays développés évaluées grâce au modèle GTAP (OECD 2002). Aucune mesure d'incertitude n'étant fournie suite aux simulations utilisant des MEGC, nous utiliserons ces deux prédictions

<sup>4</sup>Les travaux de Shepherd (2004), Traoré (2005) et Ashraf, McMillan, et Zwane (2004) semblent utiliser plus pertinemment la richesse de l'information passée sur les liens entre politiques agricoles et niveau des prix. On notera malgré tout la difficulté d'obtenir une variabilité suffisante des niveaux de politique et de prix, et les limites d'une approche a-théorique du type vecteurs auto-régressifs (VAR) (Hansen et Heckman 1996).

<sup>5</sup>Parmi lesquelles les politiques des pays développés ont une place prépondérante.

TAB. 4.1 – Variations des prix mondiaux (en %) prédites par deux MEGC

	Beghin, Van Der Mensh- brugge, et Roland-Holst (2003)	OECD (2002)
Blé	12,0	4,5
Riz	5,5	0,7
Autres céréales	14,5	3,3
Oléagineux	8,1	1,1
Sucre	9,0	NR
Produits laitiers	2,4	1,3
Viande bovine	10,4	1,3
Scénario	Retrait de l'ensemble des politiques agricoles	Retrait des politiques agri- coles des pays développés
Modèle utilisé	Linkage	GTAP

Note : NR désigne une information non renseignée.

pour tester l'ampleur de la variation des impacts distributifs que nous allons calculer. La prédiction de Beghin, Van Der Menshbrugge, et Roland-Holst (2003) constituera le scénario « haut » (avec l'ampleur de la variation de prix prédite la plus élevée) alors que la prédiction de OECD (2002) constituera le scénario « bas ».

Une première analyse des résultats de ces simulations montre bien que les politiques agricoles des pays développés semblent avoir actuellement un effet à la baisse sur les prix mondiaux des principaux biens agricoles produits dans les pays développés. La question que tente de résoudre ce travail est celle de la distribution de l'impact de ces variations de prix dans un pays en développement pour lequel les MEGC prédisent un gain agrégé : le Brésil est un pays exportateur net de biens agricoles. Les gains des producteurs seront supérieurs aux pertes des consommateurs, et le bien-être agrégé s'accroîtra au Brésil suite à l'élimination des politiques agricoles des pays développés. Nous cherchons à évaluer comment ces gains seront distribués, et notamment s'ils favoriseront les brésiliens les plus pauvres.

### 4.3 Méthodologie d'évaluation de l'impact distributif d'une variation de prix

Notre objectif est d'évaluer l'impact sur le bien-être de chaque ménage d'une variation de prix de certains biens agricoles échangeables. Une hausse des prix peut affecter le bien-être d'un ménage par quatre canaux :

- La hausse du coût de la consommation,
- La hausse du niveau des profits agricoles, s'il est producteur du bien, ou la hausse des coûts de production si le bien est utilisé comme intrant (maïs dans la production bovine par exemple),
- Une variation des rémunérations (salaire ou coût de la terre ou du capital) des facteurs détenus par le ménage,
- Une variation du prix des biens non échangeables substitués ou compléments à la consommation ou à la production des biens échangeables dont le prix a varié.

Nous développons ici une approximation au premier ordre des conséquences d'une hausse des prix sur le bien-être passant par les deux premiers canaux. Nous ne prenons pas en compte les ajustements d'équilibre partiel ou général qui auront lieu après que les ménages auront ajusté leurs niveaux de consommation et de production aux variations de prix. Nous estimons donc un impact de court terme, « instantané ». Nous utilisons comme mesure de la variation de bien-être l'opposé de la variation compensatoire de revenu ( $CV$ ) introduite par Hicks : c'est le niveau de revenu exogène qui doit être transféré au ménage après que les prix ont varié pour restaurer son utilité à son niveau initial. Une définition formelle de  $CV$  est présentée en annexe 4.A (équation (4.A.12)). L'opposé de  $CV$  nous permet d'affecter une valeur positive à la variation de bien-être mesurée en équivalent monétaire lorsque le ménage voit son bien-être augmenter suite à la variation de prix. Nous dérivons par ailleurs dans l'annexe 4.A une approximation au premier ordre de cette variation compensatoire (en proportion du revenu total  $Y$ ) pour le cas d'un ménage faisant face à des marchés manquants et payant une partie de ses facteurs en nature (équation (4.3.1)) :

$$-\frac{CV(\mathbf{p}_0^E, \mathbf{p}_1^E, T, b, z)}{Y} \approx \sum_{i \in E} RBN_i \frac{\Delta p_i}{p_{0,i}}. \quad (4.3.1)$$

$E$  est l'ensemble des biens que le ménage peut échanger,  $\mathbf{p}_0^E$  (resp.  $\mathbf{p}_1^E$ ) le vecteur des prix initiaux (resp. finaux),  $\Delta p_i$  la variation du prix du bien  $i$ ,  $p_{0,i}$  le prix initial du bien  $i$  et  $RBN_i$  le Ratio de Bénéfice Net du produit  $i$ , une notion introduite par Deaton (1989).  $RBN_i$  mesure (en proportion de

la dépense totale  $Y$ ) la variation de revenu ( $\frac{dCV}{Y}$ ) compensant une variation infinitésimale du prix du bien  $i$  ( $\frac{dp_i}{p_i}$ ) :

$$\forall i \in E, RBN_i \equiv -\frac{p_i}{Y} \frac{\partial CV}{\partial p_i} = \frac{p_i}{Y} \left( x_i + \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j + T_i - q_i \right). \quad (4.3.2)$$

Le RBN est proportionnel au niveau du surplus commercialisé du bien  $i$  évalué au niveau initial des prix :  $x_i$  est l'offre nette de bien par la partie productive du ménage,  $q_i$  est la consommation de bien  $i$ ,  $T_i$  est le niveau de stock détenu par le ménage,  $v_{ij} x_j$  est la quantité de bien  $i$  utilisée pour payer en nature pour l'utilisation de facteur  $j$  ( $PN$  est l'ensemble des biens payés en nature,  $x_j$  est l'offre nette de facteur  $j$  (négative si le produit est un intrant) et  $v_{ij}$  est le nombre d'unités de bien  $i$  nécessaires pour payer une unité de bien  $j$ ). Un ménage ayant un niveau de production et de stock supérieur aux achats en nature et à la consommation gagnera à la variation du prix du bien  $i$  ( $RBN_i > 0$ ).

Une fois l'approximation de la variation compensatoire individuelle obtenue, une manière simple d'obtenir le profil distributif de la réforme est d'estimer la fonction d'espérance conditionnelle :

$$E\left(-\frac{CV}{Y} | pce\right) = m(pce), \quad (4.3.3)$$

où  $pce$  et la dépense par tête initiale des ménages. On estime ainsi à chaque niveau de dépense par tête l'équivalent monétaire moyen de la variation d'utilité correspondant à la variation des prix due au retrait des politiques agricoles des pays développés. L'annexe 4.B présente les techniques de régression non-paramétriques utilisées pour estimer  $E(-\frac{CV}{Y} | pce)$ .

## 4.4 Présentation des données

Les calculs des différents  $RBN$  et des  $CV$  correspondant aux deux scénarii du tableau 4.1 sont réalisés sur les données de l'enquête « Pesquisa Padroes de Vida » conduite en 1996/97 par l'Institut Brésilien de Géographie et de Statistique (IBGE, 1997) sur le modèle des « Living Standard Measurement Study » (LSMS) de la Banque Mondiale.<sup>6</sup>

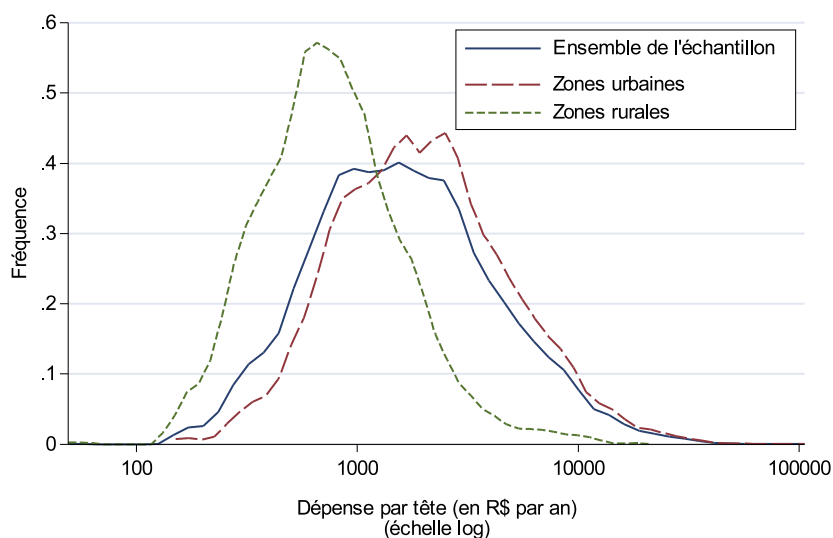
Cette enquête n'est pas représentative de l'ensemble du Brésil, mais de 65 % de la proposition brésilienne. Elle couvre les principales régions du Brésil le Sudeste et le Nordeste. Malgré sa représentativité partielle, cette enquête a l'avantage de disposer de données précises sur la production

<sup>6</sup>Les données de l'enquête sont accessibles sur le site LSMS de la Banque Mondiale <http://www.worldbank.org/lsm/guide/select.html>.

#### 4.4 Présentation des données

agricole et la consommation alimentaire des ménages.

FIG. 4.2 – Distribution de la dépense par tête dans l'échantillon



Le tableau 4.2 recense quelques statistiques descriptives de l'échantillon. Il apparaît que le Nordeste est la zone la plus agricole, mais aussi la plus pauvre<sup>1</sup>. La forte proportion d'habitants de zones rurales parmi les plus pauvres est confirmée par le graphique 4.2 : la densité de la distribution des ménages est plus élevée au bas de la distribution des revenus dans les zones rurales. Le graphique 4.3 illustre bien la prépondérance de la pauvreté parmi les ménages agricoles : près de 60 % des ménages les plus pauvres sont des agriculteurs. On voit par ailleurs sur ce graphique, à travers l'exemple de la production de maïs et de riz, que 30 % des ménages ayant un niveau de dépense par tête annuelle de l'ordre de 200 reais (R\$) par tête sont producteurs de maïs ou de riz, mais que seulement 20 % d'entre eux ont un surplus commercialisé positif pour ces deux biens. C'est donc une minorité des ménages pauvres qui sera avantagée par une hausse du prix du maïs et du riz. La différence entre la probabilité de produire du maïs et du riz et celle d'avoir un netput positif est due à l'ensemble des ménages qui utilisent dans leur activité de production (pour nourrir les animaux par exemple) plus de maïs qu'ils n'en produisent.

Le tableau 4.2 montre par ailleurs que le maïs et le riz<sup>7</sup> sont des biens inférieurs : la valeur des dépenses annuelles pour ce poste est plus élevée dans les zones les plus pauvres. En revanche, les

<sup>7</sup>Nous ne pouvons séparer dans le questionnaire la consommation de maïs de celle de riz. C'est pourquoi ces deux produits sont agrégés dans l'analyse.

TAB. 4.2 – Statistiques descriptives

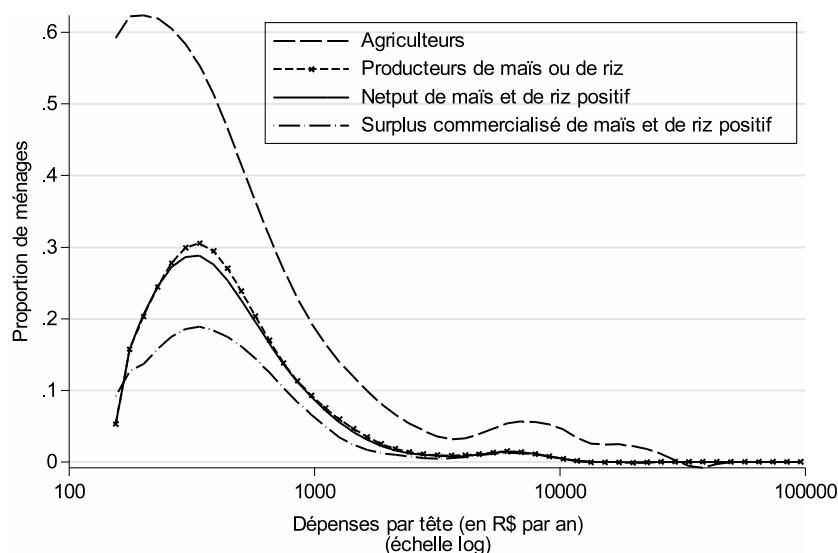
	Ensemble de l'échantillon	Zone		Région	
		Urbaine	Rurale	Nordeste	Sudeste
Proportion de ménages	1,00	0,81	0,19	0,37	0,63
Proportion de ménages agricoles	0,14	0,04	0,57	0,28	0,06
Dépenses annuelles par tête	3316 (160)	3798 (197)	1294 (92)	1884 (104)	4142 (245)
Proportion de ménages produisant					
Du maïs et/ou du riz	0,06 (0,01)	0,01 (0,004)	0,27 (0,04)	0,13 (0,02)	0,02 (0,003)
Du lait	0,02 (0,001)	0,01 (0,003)	0,06 (0,01)	0,02 (0,01)	0,01 (0,001)
De la viande bovine	0,06 (0,01)	0,02 (0,004)	0,26 (0,03)	0,12 (0,01)	0,03 (0,01)
Valeur des ventes annuelles					
Maïs et riz	40 (10)	6 (2)	180 (52)	73 (22)	20 (10)
Lait	50 (12)	21 (10)	169 (45)	54 (21)	47 (14)
Produits laitiers	5 (2)	0 (0)	24 (12)	1 (1)	7 (4)
Viande bovine	36 (17)	6 (17)	162 (54)	62 (28)	21 (21)
Valeur de la consommation annuelle					
Maïs et riz	122 (4)	114 (3)	159 (14)	128 (8)	119 (4)
Lait	208 (5)	207 (5)	214 (16)	180 (8)	224 (6)
Produits laitiers	84 (4)	96 (4)	39 (4)	69 (5)	94 (5)
Viande bovine	289 (6)	301 (7)	239 (14)	287 (9)	291 (9)
Sucre	71 (1)	68 (1)	79 (3)	69 (2)	71 (2)

Note : les valeurs monétaires sont exprimées en R\$/an. Les écarts-types sont entre parenthèses. La valeur moyenne de la production est calculée pour tous les ménages, qu'ils soient producteurs ou non. Les prix sont les valeurs unitaires des quantités achetées. La production bovine sur pied est convertie en équivalent viande (100 kg par tête). Source : calculs de l'auteur basés sur le PPV.



#### 4.4 Présentation des données

FIG. 4.3 – Proportion d'agriculteurs, de producteurs de maïs ou de riz et de vendeurs nets de maïs et de riz par niveau de dépense par tête



Source : Calculs de l'auteur basés sur le PPV, kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1

autres postes de consommation alimentaire considérés sont des biens normaux : les dépenses de consommation augmentent avec le niveau de revenu moyen. La valeur des ventes annuelles nettes est rarement supérieure à la consommation totale, ce qui laisse présager que les RBN des produits considérés ont de fortes chances d'être négatifs.

Il faut enfin noter qu'il n'y a dans l'échantillon aucun ménage ne produisant du soja. La production de cette culture est en effet surtout concentrée dans le Sud et l'Ouest du Brésil, zones qui n'ont pas été couvertes par l'enquête PPV. Par ailleurs, la production de canne à sucre, de coton et de riz est très peu présente dans l'échantillon, puisqu'elle est concentrée dans des zones non couvertes par l'enquête et surtout le fait de ménages peu nombreux et très aisés.

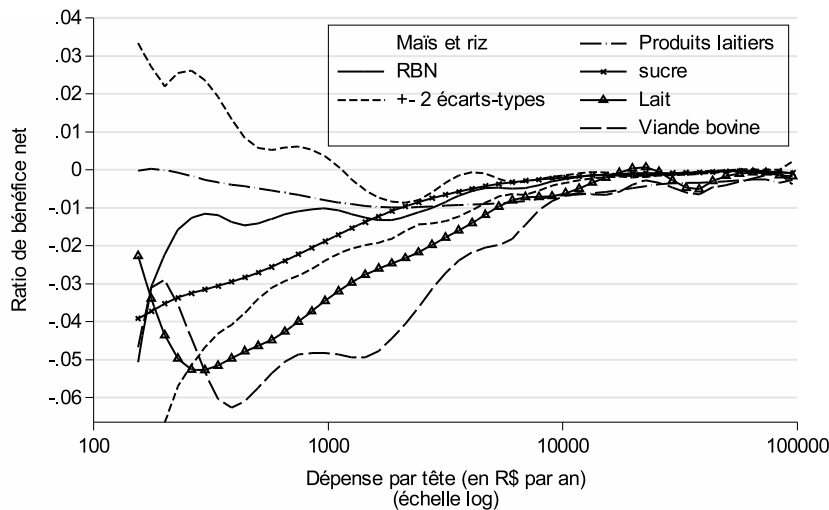
## 4.5 Résultats : l'impact distributif du retrait des politiques agricoles des pays développés au Brésil

Nous présentons tout d'abord les RBN de chaque produit considéré. Ces derniers permettent de se faire une idée précise de l'impact distributif d'une hausse du prix de chaque bien. Nous présentons ensuite l'estimation de la distribution le long du profil de revenu de la CV associée à la variation de prix due au retrait des politiques agricoles des pays développés.

### 4.5.1 Impacts distributifs d'une variation du prix de chaque produit

Nous étudions l'impact d'une variation du prix des principaux biens agricoles échangeables produits ou consommés par les ménages (maïs, riz, viande bovine, lait, sucre), et présentons le profil distributif associé à chacun de ces produits.

FIG. 4.4 – Distribution des ratios de bénéfice net de divers biens agricoles dans l'ensemble de l'échantillon



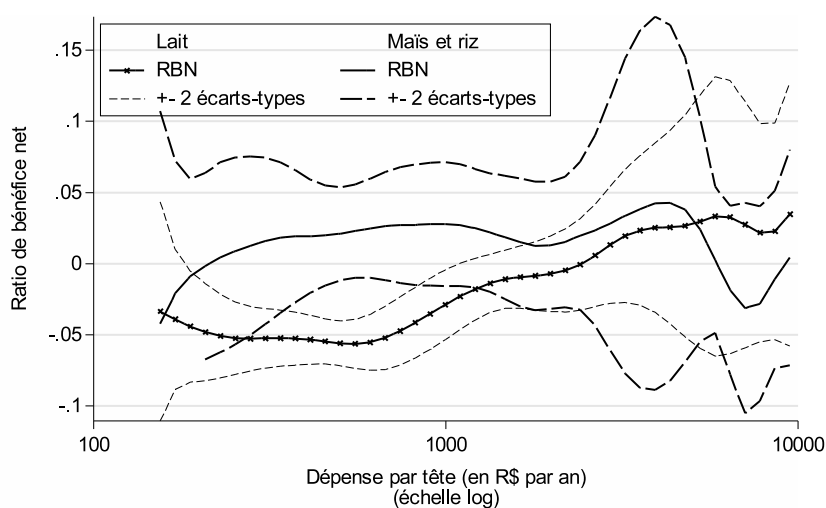
Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV. Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1. Intervalles de confiance bootstrappés prenant en compte la structure de l'échantillon, présentés uniquement pour le maïs et le riz, la précision étant la plus faible pour ce produit.

Dans l'ensemble de l'échantillon, le graphique 4.4 montre bien qu'une hausse du prix des biens alimentaires serait défavorable aux plus pauvres. L'incertitude est surtout élevée pour l'impact d'une hausse du prix du maïs et du riz, pour lesquels les écarts-types bootstrappés sont reportés. Les autres produits ont un profil distributif plus précis. Les produits ayant un impact distributif le plus défavorable aux plus pauvres sont la viande bovine et le lait. Par exemple, une hausse de 10 % du prix

#### 4.5 L'impact distributif des politiques agricoles des pays développés

de la viande bovine se traduirait par une variation compensatoire égale à 0,6 % de la dépense totale initiale pour les ménages dépensant environ 300 R\$ par tête. Une hausse du prix du maïs aurait des effets moins importants sur le bien-être des ménages les plus pauvres, parce qu'un certain nombre d'entre eux produisent ce bien. A 300 R\$ par an de dépense par tête, l'impact moyen estimé d'une hausse de 10 % du prix du maïs et du riz est d'environ 0,1 % de la dépense totale. Cette valeur n'est pas significativement différente de zéro, les écarts-types d'estimation étant très larges.

FIG. 4.5 – Distribution des ratios de bénéfice nets du lait et du maïs et du riz dans les zones rurales



Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV, Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1. Intervalles de confiance bootstrappés prenant en compte la structure de l'échantillon. Les résultats pour les dépenses par tête supérieures à 10000 R\$ ne sont pas reportés à cause d'intervalles de confiance trop larges en zone rurale.

En zone rurale, le graphique 4.5 montre bien qu'en dehors des plus pauvres, les ménages ruraux dépensant plus de 200 R\$ par tête verraient en moyenne leur bien-être augmenter suite à une hausse du prix du maïs et du riz. Cet impact positif n'est néanmoins pas mesuré précisément : il n'est jamais significativement différent de zéro. Le profil distributif d'une hausse du prix du lait ou de la viande bovine<sup>1</sup> est par contre nettement plus défavorable au plus pauvres : une hausse de 10 % du prix du lait diminuerait le bien-être des plus pauvres de 0,5 % (i.e. impliquerait de leur verser une compensation d'un montant égal à 0,5 % de leur dépense annuelle totale pour maintenir constant leur niveau d'utilité), alors qu'elle aurait un impact positif sur les plus riches (bien que mesurée de manière imprécise, la courbe  $E(RBN_{lait}|pce)$  est clairement croissante et positive pour des niveaux de dépense par tête supérieurs à 1500 R\$ par an). Les producteurs de lait et de viande bovine sont en effet situés dans le haut de la distribution des revenus.

#### **4.5.2 Impact distributif de la variation des prix des biens agricoles due au retrait des politiques agricoles des pays développés**

Pour estimer l'impact du retrait des politiques agricoles des pays développés sur les pays en développement, nous adaptons les résultats des simulations des MEGC présentés dans le tableau 4.1 aux biens consommés ou produits par les ménages de l'enquête. Les scénarii simulés pour lesquels nous appliquerons la formule (4.3.1) sont présentés dans le tableau 4.3.

TAB. 4.3 – Scénarii de variation des prix agricoles appliqués aux données PPV (en %)

	Scénario haut	Scénario bas
Maïs et riz	10,0	2,0
Sucre	9,0	2,0
Lait et Produits laitiers	2,4	1,3
Viande bovine	10,4	1,3
Basé sur	Beghin, Van Der Menshbrugge, OECD (2002) et Roland-Holst (2003)	

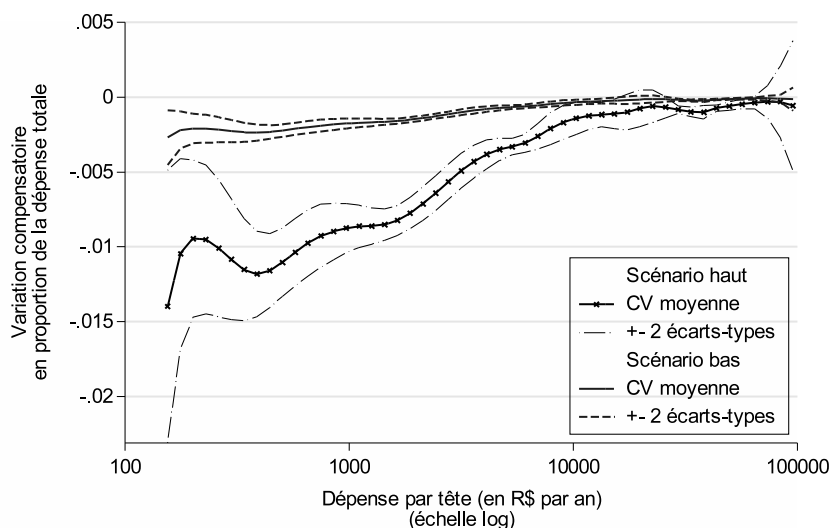
Les principales variations de prix sont celles du maïs et du riz et de la viande bovine. Le profil distributif des deux scénarii sur l'ensemble de l'échantillon est présenté dans le graphique 4.6 : il apparaît clairement, et de manière significative, que le retrait des politiques agricoles des pays développés aurait dans l'échantillon un impact défavorable aux plus pauvres. Le scénario « haut » implique par exemple une compensation équivalente à 1 % de la dépense totale des ménages les plus pauvres. Le scénario « bas » implique quant à lui une compensation beaucoup plus réduite, mais toujours significativement différente de zéro, de l'ordre de 0,2 % de la dépense totale des ménages les plus pauvres.

Dans les zones rurales, l'impact du retrait des politiques agricoles des pays développés est de la même manière défavorable aux plus pauvres, et du même ordre de grandeur (graphique 4.7). On note surtout sur le graphique 4.7 que ce sont les plus riches qui bénéficieront de la réforme. Leurs gains sont mesurés de manière imprécise, à cause du faible nombre d'individus aisés dans l'échantillon : pour les ménages ayant un niveau de dépense par tête annuelle d'environ 2000 R\$, les hausses de prix modélisées par le scénario « haut » sont équivalentes à une hausse de revenu de 1 % de leur dépense totale annuelle.

Ainsi, si les MEGC prédisent un gain de bien-être agrégé pour le Brésil après le retrait des politiques agricoles des pays développés, nos simulations tendent à montrer que ces gains seront très in-

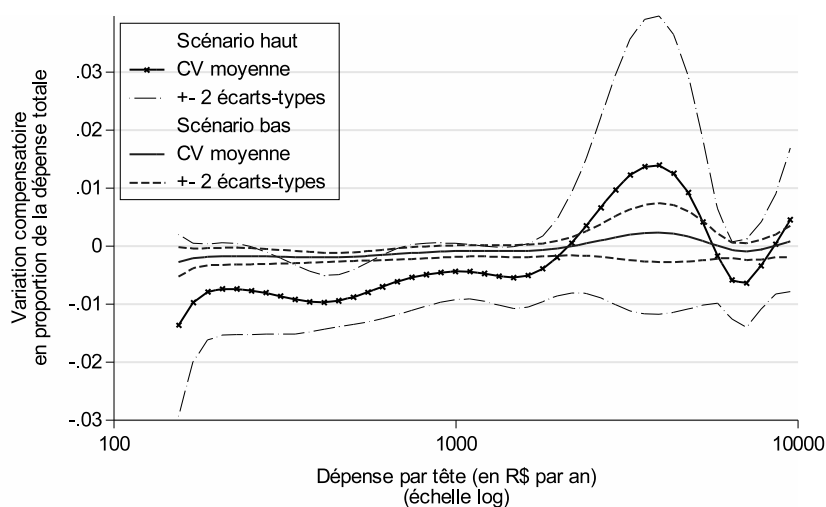
#### 4.5 L'impact distributif des politiques agricoles des pays développés

FIG. 4.6 – Impact distributif des hausses de prix dues au retrait des politiques agricoles des pays développés (ensemble de l'échantillon)



Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV. Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1. Intervalles de confiance bootstrappés prenant en compte la structure de l'échantillon

FIG. 4.7 – Impact distributif des hausses de prix dues au retrait des politiques agricoles des pays développés (ensemble de l'échantillon)



Source: calculs de l'auteur basés sur les données PPV. Kernel d'Epanechnikov, largeur de bande=1. Intervalles de confiance bootstrappés prenant en compte la structure de l'échantillon. Les résultats pour les dépenses par tête supérieures à 10 000 R\$ ne sont pas reportés à cause d'intervalles de confiance trop larges.

également répartis, et qu'ils cachent surtout une grande diversité de situations. Les ménages les plus pauvres, même situés en zones rurales, seront, à court terme, perdants à la hausse des prix consécutive à l'élimination des politiques agricoles des pays développés. Il est donc important, selon nos résultats, de prévoir des mécanismes de compensation pour ces ménages.

## **4.6 Conclusion**

Nous avons développé une méthodologie simple basée sur les travaux de Deaton (1989, 1997) pour estimer l'impact distributif statique de court terme des hausses de prix des biens agricoles consécutives au retrait des politiques agricoles des pays développés. Nous avons montré, dans le cadre très général d'un ménage agricole non séparable produisant plusieurs biens, qu'une approximation au premier ordre de la variation de revenu compensant la perte de bien-être du ménage est proportionnelle au surplus commercialisé du bien dont le prix a varié. Nous intégrons dans ce calcul les stocks dont dispose le ménage ainsi que les différents paiements nature qu'il réalise.

Nos résultats montrent que les hausses des prix du maïs et du riz auraient un impact sur le bien-être des ménages les plus pauvres faiblement négatif dans l'ensemble de l'échantillon et faiblement positif dans les zones rurales. Une hausse du prix des productions bovines (viande et lait) aurait un impact distributif bien plus défavorable, les impacts positifs étant captés par les ménages les plus aisés, vendeurs nets de ces biens.

Les hausses de prix consécutives au retrait des politiques agricoles des pays développés auraient en conséquence un effet distributif « instantané » défavorable aux plus pauvres. Des mesures de compensation ou de transfert seraient donc nécessaires entre les ménages agricoles relativement aisés qui bénéficieraient de la réforme et les ménages les plus pauvres. Les gains agrégés du retrait des politiques agricoles des pays développés sont faibles dans l'échantillon considéré, notamment parce que les principales zones de production de soja, sucre et riz en sont absentes. Il est néanmoins peu probable que les conclusions quant à l'impact distributif de la réforme étudiée soient différentes après inclusion de ces zones : les principaux producteurs de ces produits sont en effet de grands propriétaires terriens, notamment dans l'Ouest du pays. Par contre, la production de soja de la zone traditionnelle (sud du Brésil) est le fait d'une agriculture familiale, avec des surfaces cultivées par ménage faibles : il serait intéressant d'appliquer l'analyse développée ici à ces producteurs (mais les données manquent).

## 4.6 Conclusion

---

Il est par ailleurs possible que la prise en compte des réactions des ménages aux variations de prix (effets de substitution entrant dans l'approximation de second ordre) et les variations des rémunérations factorielles (notamment les salaires, une part importante des travailleurs pauvres de notre échantillon étant des travailleurs agricoles) ou des prix des biens non échangeables (notamment du prix du haricot, consommé par une grande partie des ménages pauvres) provoquent des changements importants dans le profil distributif de la réforme. La prise en compte des effets de substitution potentiels demande plus de données et l'estimation de fonctions de profit et de demande de biens (Friedman et Levinsohn 2002, Minot et Goletti 2000). Dans ce contexte, il serait intéressant de développer une méthodologie d'estimation de la variation compensatoire exacte, à la suite de Hausman (1981) et Hausman et Newey (1995), pour apprécier l'importance de l'approximation dans les résultats obtenus.

La prise en compte des effets d'équilibre général de la variation des prix sur les rémunérations factorielles et les prix des biens non échangeables peut être réalisée de deux manières : soit en couplant l'échantillon microéconomique à un MEGC du pays considéré (Cogneau et Robilliard 2000), soit en estimant sur séries temporelles le lien entre les prix des échangeables et les rémunérations factorielles (Porto 2004). Il faut enfin noter que nos résultats sont obtenus sous l'hypothèse de transmission immédiate et complète de la variation des prix mondiaux aux prix des biens achetés par les ménages. Un moyen de relâcher cette hypothèse serait de relier, à nouveau grâce à des séries temporelles, les prix locaux aux prix internationaux (Nicita 2004).







## Annexe 4.A Dérivation de l'approximation de premier ordre de la variation compensatoire pour un ménage agricole non séparable

### 4.A.1 Activité de production du ménage

A la suite de McFadden (1978), nous posons que le ménage agricole a une fonction de production multioutput. Le ménage utilise ou produit  $N$  biens, qui peuvent être considérés indifféremment comme des intrants ou des outputs variables. Le ménage réalise un plan de production : un  $N$ -uplet de nombres réels  $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_N)$ , où  $x_i$  est interprétée comme la quantité nette d'output (ou netput, selon la terminologie de McFadden) du produit  $i$  : elle est positive si  $i$  est globalement exporté par la partie productive du ménage et négative si elle est importée. L'ensemble des netputs (biens produits ou utilisés comme intrants par le ménage) est appelé  $P = 1, \dots, N$ .

Les possibilités technologiques du ménage sont décrites par un ensemble  $T$  de plans de production possibles. Cet ensemble est contraint par la présence d'intrants fixes (terre, capital)  $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_M)$ , appartenant à un ensemble  $Z$ . L'ensemble des possibilités de production peut donc être caractérisé par une fonction de production multioutput  $G$  :

$$T(\mathbf{z}) = \{\mathbf{x} | G(\mathbf{x}, \mathbf{z}) = 0, \mathbf{z} \in Z\}. \quad (4.A.1)$$

### 4.A.2 Activité de consommation du ménage

Le ménage consomme un vecteur de  $L$  biens  $\mathbf{q} = (q_k, \dots, q_{L+k-1})$ . Si  $k \in N$ , le ménage consomme certains biens qu'il produit : ces biens appartiennent à l'ensemble  $A = k, \dots, N$ . L'ensemble des biens consommés est noté  $C = k, \dots, L+k-1$ . Pour chaque bien  $i$  appartenant à l'ensemble des biens consommés ou produits par le ménage ( $i \in W = P \cup C$ ), le ménage a une dotation initiale positive ou nulle  $T_i$  (par exemple,  $T_i$  est la dotation totale en temps du ménage, partagée entre travail et loisir). Ces dotations sont regroupées dans le vecteur  $\mathbf{T}$ .

### 4.A.3 Imperfections de marchés : marchés manquants

A la suite de de Janvry, Fafchamps, et Sadoulet (1991), nous posons que le ménage fait face à des marchés manquants pour certains biens  $i$  ( $i \in NE \subseteq A$ ). Pour ces biens que l'on dira non échangeables, le ménage est donc contraint d'égaliser sa production nette plus sa dotation initiale à sa consommation. Cette contrainte définira le prix implicite  $p_i^*$  du bien  $i$ , comme le prix de marché

#### 4.A Approximation de la variation compensatoire

---

auquel le ménage aurait choisi de manière optimale d'égaliser consommation et production plus dotations. Tous les autres biens  $i$  ( $i \in E$ ) sont échangés au prix de marché  $p_i$ .

##### 4.A.4 Paiements en nature

Certains facteurs variables  $i$  ( $i \in PN \subseteq P \cap E$ ) sont payés en nature. Le coût d'opportunité du facteur  $i$  est alors :  $p_i = v_{ij} p_j$ , avec  $v_{ij}$  le nombre d'unités de bien  $j$  utilisées pour payer l'utilisation d'une unité de bien  $i$ .

##### 4.A.5 Problème d'optimisation du ménage

Le ménage maximise son utilité sous trois types de contraintes : technologie de production (4.A.3), trésorerie (4.A.4) et autosuffisance pour les biens non échangeables (4.A.5) :

$$\max_{\mathbf{x}, \mathbf{q}} U(\mathbf{q}) \quad (4.A.2)$$

sous les contraintes :

$$G(\mathbf{x}, \mathbf{z}) = 0 \quad (4.A.3)$$

$$\sum_{i \in P \cap E} p_i x_i + b + \sum_{i \in E} p_i T_i = \sum_{i \in C \cap E} p_i q_i \quad (4.A.4)$$

$$\forall i \in NE, x_i + T_i = q_i. \quad (4.A.5)$$

Si l'on note  $\lambda$  (resp.  $\phi$ ) le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte (4.A.4) (resp. (4.A.3)) et  $\mu_i$  les multiplicateurs associés aux contraintes (4.A.5), il est possible de modifier légèrement le problème présenté ci-dessus pour faire apparaître des multiplicateurs différents associés aux contraintes sur les biens non échangeables. Si l'on note  $p_i^* = \frac{\mu_i}{\lambda}$  (Deaton et Muellbauer 1980), nous pouvons écrire le Lagrangien du problème précédent comme suit :

$$L = U(\mathbf{q}) + \lambda \left[ \sum_{i \in P \cap E} p_i x_i + b - \sum_{i \in C \cap E} p_i q_i + \sum_{i \in E} p_i T_i + \sum_{i \in NE} p_i^* (x_i - q_i + T_i) \right] + \phi G(\mathbf{x}, \mathbf{z}). \quad (4.A.6)$$

Comme le montrent de Janvry, Fafchamps, et Sadoulet (1991), ce problème de maximisation est équivalent, du côté de la production, à celui d'un ménage ayant une fonction de profit restreinte  $\Pi(\mathbf{p}^P, \mathbf{p}^*, \mathbf{z})$ , avec  $\mathbf{p}^P$  le vecteur des prix des biens échangeables produits et  $\mathbf{p}^*$  le vecteur des prix implicites des biens non échangeables. Du côté de la consommation, ce problème est équivalent à

celui d'un ménage ayant une fonction d'utilité indirecte  $\Psi(\mathbf{p}^C, \mathbf{p}^*, Y)$ , avec  $\mathbf{p}^C$  le vecteur des biens échangeables consommés et  $Y$  le « full income » béckerien (Becker 1965) :

$$Y = \sum_{i \in E} p_i T_i + \sum_{i \in NE} p_i^* T_i + \Pi(\mathbf{p}^P, \mathbf{p}^*, \mathbf{z}) + b. \quad (4.A.7)$$

Les décisions de production ne sont plus séparables des décisions de consommation, comme dans le cas de complétude des marchés. La décision de production dépend des caractéristiques de la consommation par l'intermédiaire des prix implicites :  $p_i^*(\mathbf{p}^P, \mathbf{p}^C, b, \mathbf{T}, \mathbf{z})$ .

#### 4.A.6 Propriétés des dérivées de la fonction de profit et d'utilité indirecte

Trois effets sont à prendre en compte lorsque l'on étudie l'effet d'une variation du prix d'un bien échangé sur la fonction de profit : l'effet direct, l'effet transitant par le coût d'opportunité des paiements en nature et l'effet transitant par les prix implicites :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} = \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} \Big|_{p_j=cste, p_k^*=cste} + \sum_{j \in PN} \frac{\partial \Pi}{\partial p_j} \frac{\partial p_j}{\partial p_i} + \sum_{k \in NE} \frac{\partial \Pi}{\partial p_k^*} \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i}. \quad (4.A.8)$$

Comme le lemme de Hotelling, généralisé par McFadden (1978) au cas de fonction de production multioutput, est toujours valide, on a (avec par convention un netput nul pour les biens uniquement consommés par le ménage :  $\forall i \notin P, x_i = 0$ ) :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} = x_i + \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j + \sum_{k \in NE} x_k \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i}. \quad (4.A.9)$$

De la même manière, l'impact de la variation du prix d'un bien échangé sur la fonction d'utilité indirecte (à revenu constant) transite par un effet direct classique et un effet indirect passant par les prix implicites :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \Psi}{\partial p_i} \Big|_{Y=cste} = \frac{\partial \Psi}{\partial p_i} \Big|_{p_k^*=cste} + \sum_{k \in NE} \frac{\partial \Psi}{\partial p_k^*} \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i}. \quad (4.A.10)$$

Comme l'identité de Roy reste valable pour ce ménage, on a (avec par convention une consommation nulle pour les biens uniquement produits par le ménage :  $\forall i \notin C, q_i = 0$ ) :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \Psi}{\partial p_i} \Big|_{Y=cste} = -\frac{\partial \Psi}{\partial Y} \left( q_i + \sum_{k \in NE} q_k \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} \right). \quad (4.A.11)$$

## 4.A Approximation de la variation compensatoire

### 4.A.7 Dérivation d'une approximation au premier ordre de la variation compensatoire

Soit  $\mathbf{p}^E = (\mathbf{p}^C, \mathbf{p}^P)$  le vecteur des prix des biens échangeables auquel fait face le ménage. Soit une variation de prix de  $\mathbf{p}_0^E$  à  $\mathbf{p}_1^E$ . La variation compensatoire de revenu  $CV$  mesurant la perte d'utilité subie par le ménage est définie comme la quantité de revenu exogène à transférer au ménage pour restaurer son niveau d'utilité à son niveau initial. Nous reprenons la définition implicite de  $CV$  donnée par Deaton et Muellbauer (1980) en la généralisant pour la faire correspondre au cas d'un ménage agricole (nous prenons en compte la variation de profit) :<sup>8</sup>

$$CV \text{ tq } \Psi(\mathbf{p}_0^C, \mathbf{p}^*(\mathbf{p}_0^E), Y(\mathbf{p}_0^E)) = \Psi(\mathbf{p}_1^C, \mathbf{p}^*(\mathbf{p}_1^E), Y(\mathbf{p}_1^E) + CV) \quad (4.A.12)$$

$CV$  est définie implicitement par (4.A.12), et dépend des variables exogènes du modèle :  $CV(\mathbf{p}_0^E, \mathbf{p}_1^E, \mathbf{T}, b, \mathbf{z})$ .

Une expansion de Taylor au premier ordre de  $CV$  en  $\mathbf{p}_1^E$ , autour de  $\mathbf{p}_1^E = \mathbf{p}_0^E$  donne :

$$CV(\mathbf{p}_0^E, \mathbf{p}_1^E, \mathbf{T}, b, \mathbf{z}) \approx CV(\mathbf{p}_0^E, \mathbf{p}_0^E, \mathbf{T}, b, \mathbf{z}) + \sum_{i \in E} (p_{1,i} - p_{0,i}) \left. \frac{\partial CV}{\partial p_{1,i}} \right|_{p_{1,i} = p_{0,i}}. \quad (4.A.13)$$

Le premier terme du membre de droite est nul, comme l'indique l'équation (4.A.12) : aucune compensation n'est nécessaire si les prix n'ont pas varié. Le second terme peut être calculé en appliquant le théorème des fonctions implicites à (4.A.12) :

$$\forall i \in E, \frac{\partial CV}{\partial p_i} = - \frac{\frac{\partial \Psi}{\partial p_i}}{\frac{\partial \Psi}{\partial Y}}. \quad (4.A.14)$$

D'après la définition de la fonction d'utilité indirecte, on a :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \Psi}{\partial p_i} = \frac{\partial \Psi}{\partial Y} \left( \frac{\partial \Pi}{\partial p_i} + T_i + \sum_{k \in NE} T_k \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} \right) + \left. \frac{\partial \Psi}{\partial p_i} \right|_{Y=cste}. \quad (4.A.15)$$

En utilisant (4.A.9) et (4.A.11), (4.A.15) devient :

$$\forall i \in E, \frac{\partial \Psi}{\partial p_i} = \frac{\partial \Psi}{\partial Y} \left( x_i + \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j + \sum_{k \in NE} (x_k + T_k - q_k) \frac{\partial p_k^*}{\partial p_i} + T_i - q_i \right). \quad (4.A.16)$$

En utilisant la contrainte (4.A.5), le terme en  $k$  concernant les biens non échangeables s'annule (si tous les biens sont échangeables, et le ménage séparable, le résultat reste valable). En introduisant (4.A.14) dans (4.A.16), on obtient une version généralisée du ratio de bénéfice net de (Deaton 1989)

<sup>8</sup>Les arguments des fonctions autres que les prix ne sont pas introduits pour alléger la notation.

pour le produit  $i$  :

$$\forall i \in E, RBN_i \equiv -\frac{p_i}{Y} \frac{\partial CV}{\partial p_i} = \frac{p_i}{Y} \left( x_i + \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j + T_i - q_i \right). \quad (4.A.17)$$

Le ratio de bénéfice net est l'élasticité du revenu à une variation du prix du bien  $i$  : si le prix du bien  $i$  varie de manière infinitésimale d'une proportion  $\frac{dp_i}{p_i}$ , le revenu total du ménage devra varier d'une proportion  $\frac{dCV}{Y}$  pour maintenir l'utilité à son niveau initial. Un ménage avec un ratio de bénéfice net positif et élevé voit son bien être augmenté par une hausse du prix du bien  $i$ , la compensation reçue étant négative ( $dCV < 0$ , et donc  $RBN_i > 0$ ). Au contraire, un ménage dont le bien-être est affecté négativement par une hausse de prix devra obtenir une compensation positive, et aura donc un ratio de bénéfice net négatif. Plus le  $RBN$  est important en valeur absolu, plus le produit concerné est important pour le bien-être du ménage. Le ratio de bénéfice net est égal à la valeur du surplus commercialisé plus les stocks moins les paiements en nature (les  $x_j$  sont des netputs, ils sont négatifs si le bien est importé par le ménage) en proportion du revenu total du ménage : il mesure donc bien l'importance du bien pour le bien-être du ménage. Par ailleurs, le  $RBN$  permet d'obtenir une approximation au premier ordre de la variation compensatoire correspondant à une variation de prix finie, en introduisant (4.A.17) dans (4.A.13), et en évaluant toutes les quantités à leur niveau en  $\mathbf{p}_0^E$  :

$$CV(\mathbf{p}_0^E, \mathbf{p}_1^E, \mathbf{T}, b, \mathbf{z}) \approx \sum_{i \in E} (p_{1,i} - p_{0,i}) \left( q_i - x_i - \sum_{j \in PN} v_{ij} x_j - T_i \right). \quad (4.A.18)$$

On écrira la variation compensatoire en proportion du revenu total. On s'intéressera par ailleurs à l'opposé de cette variation (une variation négative indiquant une hausse du bien-être, par souci de lisibilité des résultats, on préférera s'intéresser à  $-CV$ , qui est positif si le ménage gagne à la hausse de prix). En notant  $\Delta p_i = p_{1,i} - p_{0,i}$ , on a :

$$-\frac{CV(\mathbf{p}_0^E, \mathbf{p}_1^E, \mathbf{T}, b, \mathbf{z})}{Y} \approx \sum_{i \in E} RBN_i \frac{\Delta p_i}{p_{0,i}}. \quad (4.A.19)$$

Nous avons donc exprimé la variation de revenu compensant une variation de prix subie par un ménage agricole non séparable ayant une fonction de production multioutput. Ce résultat est une généralisation des démonstrations de Deaton (1989,1997) dans le cas d'un ménage séparable produisant un seul output.

### Annexe 4.B Techniques de régression non-paramétriques

Les techniques non paramétriques utilisées dans ce papier sont ici sommairement présentées. On s'appuie sur la présentation simple qui en est faite par Deaton (1989).

#### 4.B.1 Estimation de la densité de la distribution d'une variable

L'estimation de la densité de la distribution d'une variable  $x$  au point  $x_k$  peut se faire, à l'image du calcul d'une moyenne mobile, en calculant la proportion des observations contenue dans une fenêtre de largeur  $h$  autour de  $x_k$  par unité de largeur. Cet estimateur est consistant mais n'est pas continu. Pour lisser l'estimation et augmenter la vitesse de convergence de l'estimateur, on pondère chaque observation à l'intérieur de la fenêtre par une fonction à noyau (« kernel function »)  $K(z)$ , qui donne un poids d'autant plus élevé que l'observation est proche de  $x_k$ . L'estimateur de la densité de  $x$  en  $x_k$  est alors :

$$\hat{f}(x_k) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_k - x_i}{h}\right). \quad (4.B.1)$$

Les fonctions de noyau disponibles sont nombreuses, mais le choix de l'une d'entre elle affecte peu la forme des estimations. Dans ce travail, on utilise les fonctions de noyau d'Epanechnikov (4.B.2) et quartique (4.B.3) :

$$K^e(z) = \begin{cases} 0,75(1 - z^2) & \text{si } |z| \leq 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.B.2)$$

$$K^q(z) = \begin{cases} \frac{15}{16}(1 - z^2)^2 & \text{si } |z| \leq 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (4.B.3)$$

La largeur de fenêtre (« bandwidth ») contrôle le trade-off entre le lissage de la courbe et le biais d'estimation.

#### 4.B.2 Techniques de régression non-paramétriques

L'estimation de l'espérance d'une variable  $y$  conditionnellement à une variable  $x$   $E(y|x)$  (c'est à dire de la fonction de régression  $m(x)$ ) sans spécification de forme fonctionnelle a priori peut se faire par l'utilisation des fonctions à noyaux (méthode de Nadaraya-Watson). Nous préférons, à la suite de Deaton, utiliser la technique de régression locale pondérée de Fan (1992), qui offre des estimations

moins sensibles aux points aberrants.

A chaque point  $x_k$  où une estimation de l'espérance conditionnelle est nécessaire (on utilise dans ce travail une grille de 50 points également espacés le long de la variable  $x$ ), on calcule la valeur prédite suite à une régression par les moindres carrés pondérée par les poids  $\theta_i(x_k)$  définis par une fonction de noyau :

$$\theta_i(x_k) = K\left(\frac{x_k - x_i}{h}\right). \quad (4.B.4)$$

La valeur prédite par la régression locale pondérée est l'estimation de la fonction  $m(x)$  en  $x_k$  :

$$\hat{m}(x_k) = \hat{\beta}_1(x_k) + \hat{\beta}_2(x_k)x_k. \quad (4.B.5)$$

Le vecteur de paramètres  $\hat{\beta}(x_k) = (\hat{\beta}_1(x_k), \hat{\beta}_2(x_k))$  est estimé par la formule suivante :

$$\hat{\beta}(x_k) = [X'\Theta(x_k)X]^{-1} X'\Theta(x_k)y, \quad (4.B.6)$$

où  $\Theta(x_k)$  est une matrice diagonale carrée de dimension  $n$  avec  $\theta_i(x_k)$  en position  $i$ , et  $X$  une matrice de  $n$  lignes et deux colonnes : la première constituée de un, et la seconde des valeurs croissantes de  $x$ .





# Conclusion

L'objectif de cette thèse était d'aborder le problème de l'évaluation des politiques publiques comme un problème de décision : évaluer une politique publique, c'est en effet considérer que l'on aurait pu prendre une autre décision, et qu'une autre situation, dite contrefactuelle, aurait alors pu se réaliser. L'objectif de l'évaluateur est de déterminer si cette situation aurait été préférable, au regard de certains critères, à la situation observée, ou factuelle.

Pour mettre en oeuvre cet objectif d'évaluation, les différentes méthodes et outils permettant de formaliser cet effet causal de la politique ont été analysés dans les chapitres 1 et 2. Dans le chapitre 1, les approches statistiques issues du modèle de Rubin ont été passées en revue. Nous avons montré que le modèle de Rubin est intéressant pour les intuitions qu'il donne sur la nature de la causalité, mais peu efficace pour envisager l'évaluation des interventions publiques. En effet, le modèle causal de Rubin s'appuie sur la notion de résultat potentiel, qui permet de conceptualiser le niveau d'une variable qu'aurait un individu s'il n'avait pas bénéficié de la politique. Bien que très parlant pour présenter le problème fondamental de l'inférence causale, le modèle à résultats potentiels est rapidement dépassé par le nombre de résultats potentiels à envisager lorsque le nombre de variables à prendre en compte augmente. Par ailleurs, le modèle causal de Rubin ne permet pas d'étudier les conséquences de modifications de la politique évaluée car les résultats potentiels ne permettent pas de formaliser les interrelations entre les différents phénomènes produisant la situation observée. Il ne permet pas non plus de définir des paramètres de traitement pertinents pour une décision à prendre. La définition des paramètres est faite sur la base des processus d'identification et non de la décision à prendre. Enfin, les restrictions impliquées par les hypothèses du modèle causal de Rubin ne peuvent pas être exprimées en termes comportementaux.

En contrepoint des limitations du modèle de Rubin, les systèmes d'équations structurelles sont

## Conclusion

---

en revanche un excellent outil d'analyse de la causalité, d'appréciation des hypothèses d'identification comme des hypothèses comportementales et de description de leurs propres limites à travers la notion d'autonomie. Les systèmes d'équations structurelles permettent par ailleurs de très simplement modéliser des interventions. Dans le chapitre 1, le modèle à équations simultanées décrivant les mêmes phénomènes que le modèle causal de Rubin a été présenté : il s'agit du modèle de Roy, ou Roy-Quandt-Heckman. Les conditions d'équivalence de ces deux modèles en terme de données générées et de conséquences d'opérations contrefactuelles ont été énoncées.

Dans le chapitre 2, des avancées sur la modélisation des interventions comme des modifications (appelées modifications de Hurwicz) ont été proposées. Elles permettent de modéliser l'intervention publique, de prévoir ses conséquences et de définir les paramètres pertinents pour l'évaluer, en application de la maxime de Marschak (1953) qui préconise de ne chercher à identifier que les paramètres utiles pour la décision à prendre. Dans le chapitre 2, une version généralisée du modèle de Roy a été introduite. Ce modèle généralisé nous a permis d'étudier les décisions supplémentaires que permet de prendre l'hypothèse de monotonie habituellement faite dans la littérature, et celles qui peuvent être prises en son absence. Grâce à la notion de modification de Hurwicz, les paramètres d'effets causaux moyens habituellement estimés dans la littérature ont pu être reliés de manière simple aux problèmes de décision qu'ils permettent de résoudre. De nouveaux paramètres identifiés dans le modèle de Roy généralisé ont été définis. La structuralité du paramètre d'effet moyen du traitement sur les traités, le plus couramment estimé dans la littérature, a été étudiée. Sa version conditionnelle à des caractéristiques observées n'est structurelle que sous des conditions très restrictives d'information des agents sur les intentions du décideur : la valeur de ce paramètre peut changer lorsque l'on décide de l'utiliser pour prendre une décision. Enfin le concept de pertinence d'une évaluation permettant de mesurer le degré d'information qu'elle apporte a été présenté.

Dans le chapitre 3, la difficulté de mettre en évidence l'existence d'un effet causal d'une politique publique a été examinée en détail sur l'exemple d'aides à l'investissement reçues par des entreprises. Un estimateur fréquemment utilisé lorsque des données de panel sont disponibles est l'estimateur des effets fixes. Ce dernier fait l'hypothèse que les caractéristiques inobservées des agents qui les conduisent à bénéficier de la politique sont constantes dans le temps. A l'aide d'un modèle comportemental décrivant le processus d'obtention des aides par les entreprises, les conséquences de l'échec de l'hypothèse de validité de cet estimateur ont été étudiées. On a notamment montré que certains tests de validité de l'estimateur des effets fixes consistant à repérer l'existence d'un choc

dans la variable de résultat l'année précédant la réception des aides ne sont pas adaptés au cas où les bénéficiaires anticipent l'obtention de l'aide. On a par ailleurs montré que s'il est impossible d'identifier l'ampleur de l'effet des aides sur les variables de résultat (les demandes de facteurs autres que le capital) sans l'hypothèse d'identification justifiant l'estimateur des effets fixes, il est toujours possible d'identifier le signe de l'impact des aides, et donc de déterminer si les facteurs concernés (travail et matériaux) sont substituts ou compléments du capital grâce au profil temporel de l'impact des aides. Pour cela, l'estimateur des effets fixes a été amendé pour pouvoir estimer le profil temporel de l'impact des aides. Le cadre d'analyse développé a été appliqué à l'évaluation de l'impact des subventions à l'investissement reçues par les entreprises de sciage en Auvergne et Limousin sur leur demande de travail et de bois. On a notamment montré que le travail étant substitut du capital, sa demande augmente avant la réception de la subvention et diminue ensuite, conduisant à un effet neutre des subventions, alors que la demande de matériaux (bois) est un complément du capital : elle diminue avant la réception de l'aide et augmente ensuite.

Dans le chapitre 4, l'importance de la caractérisation de la pertinence éthique d'une évaluation a été étudiée sur un exemple. Une évaluation conduisant à conclure à un effet positif d'une mesure lorsque l'on considère la somme des satisfactions individuelles, peut masquer une variété importante d'effets de signes et d'ampleur différents au niveau individuel. Les conséquences d'une hausse des prix des produits agricoles au Brésil ont été prises comme exemple de ce phénomène. Les simulations utilisant un agent représentatif concluent invariablement que le Brésil connaît un gain net à cette hausse des prix. En décomposant cet effet sur la base d'une enquête ménage, on a montré que cet effet masque une grande diversité de situations, et que notamment les pertes des plus pauvres sont masquées par les gains importants des plus riches.



# Bibliographie

- AAKVIK, A., J. J. HECKMAN, ET E. J. VYTLACIL (2005) : “Estimating Treatment Effects for Discrete Outcomes when Responses to Treatment Vary : an Application to Norwegian Vocational Rehabilitation Programs,” *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 15–51.
- ABADIE, A., J. ANGRIST, ET G. IMBENS (2002) : “Instrumental Variables Estimates of the Effect of Subsidized Training on the Quantiles of Trainee Earnings,” *Econometrica*, 70(1), 91–117.
- ABEL, A. B. (1980) : “Empirical Investment Equations : An Integrative Framework,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 12, 39–91.
- ACEMOGLU, D., ET S. JOHNSON (2005) : “Unbundling Institutions,” *Journal of Political Economy*, 113(5), 949–995.
- ACEMOGLU, D., S. JOHNSON, ET J. A. ROBINSON (2001) : “The Colonial Origins of Comparative Development : An Empirical Investigation,” *American Economic Review*, 91(5), 1369–1401.
- ACKERBERG, D. A., K. CAVES, ET G. FRAZER (2006) : “Structural Identification of Production Functions,” UCLA.
- ADDA, J., ET R. COOPER (2003) : *Dynamic Economics : Quantitative Methods and Applications*. MIT Press.
- AGUIRREGABIRIA, V. (1999) : “The Dynamics of Markups and Inventories in Retailing Firms,” *The Review of Economic Studies*, 66(2), 275–308.
- (2007) : “Another Look at the Identification of Dynamic Discrete Decision Processes : With an Application to Retirement Behavior,” University of Toronto.
- ALDRICH, J. (1989) : “Autonomy,” *Oxford Economic Papers*, 41(1, History and Methodology of Econometrics), 15–34.

## Bibliographie

---

- ANGRIST, J. D. (1990) : "Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery : Evidence from Social Security Administrative Records," *American Economic Review*, 80(3), 313–336.
- (2008) : "Treatment Effects," dans *The New Palgrave Dictionary of Economics*, ed. S. Durlauf, et L. Blume, chap. Forthcoming. Palgrave MacMillan, 2 edn.
- ANGRIST, J. D., K. GRADY, ET G. W. IMBENS (2000) : "The Interpretation of Instrumental Variables Estimators in Simultaneous Equations Models with an Application to the Demand for Fish," *Review of Economic Studies*, 67(3), 499–527.
- ANGRIST, J. D., ET G. W. IMBENS (1995) : "Two-Stage Least Squares Estimation of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Intensity," *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 431–442.
- ANGRIST, J. D., ET G. W. IMBENS (1999a) : "Comment on James Heckman "Instrumental Variables : a Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations",," *Journal of Human Resources*, 34(4), 821–827.
- ANGRIST, J. D., ET G. W. IMBENS (1999b) : "Comment on James J. Heckman, "Instrumental Variables : A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations",," *The Journal of Human Resources*, 34(4), 823–827.
- ANGRIST, J. D., G. W. IMBENS, ET D. B. RUBIN (1996) : "Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables," *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 444–455.
- ANGRIST, J. D., ET A. B. KRUEGER (2001) : "Instrumental Variables and the Search for Identification : from Supply and Demand to Natural Experiments," *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 69–85.
- ANGRIST, J. D., ET V. LAVY (1999) : "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement," *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 533–575.
- ARROW, K. J. (1951) : *Social Choice and Individual Values*. John Wiley and Sons.
- ASHRAF, N., M. MCMILLAN, ET A. P. ZWANE (2004) : "My Policies or Yours : Do OECD Agricultural Policies Affect Poverty in Developing Countries?," dans *Globalisation and Poverty*, ed. A. Harrison, NBER. University of Chicago Press.
- ATHEY, S., ET G. W. IMBENS (2006) : "Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models," *Econometrica*, 74(2), 431–497.
- BALKE, A., ET J. PEARL (1993) : "Nonparametric Bounds on Causal Effects From Partial Compliance Data," Technical Report R-199, University of California, Los Angeles, Computer Science Dept.

- BECKER, G. S. (1965) : "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, 299(55), 493–517.
- BEGHIN, J. C., D. VAN DER MENSBRUGGE, ET D. ROLAND-HOLST (2003) : "How will Agricultural Trade Reforms in High Income Countries Affect the Trading Relationships of Developing Countries?," dans *Agricultural trade and poverty : making policy analysis count*, ed. OECD, pp. 39–58. OECD.
- BERGSON, A. (1938) : "A Reformulation of Certain Aspects of Welfare Economics," *The Quarterly Journal of Economics*, 52(2), 310–334.
- BERTRAND, M., E. DUFLO, ET S. MULLAINATHAN (2004) : "How Much Should We Trust Differences in Differences Estimates?," *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249–275.
- BERTRAND, M., ET F. KRAMARZ (2002) : "Does Entry Regulation Hinder Job Creation? Evidence from the French Retail Industry," *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1369–1414.
- BERTSEKAS, D. P. (2005) : *Dynamic Programming and Optimal Control*. Athena Scientific, 3rd edn.
- BESLEY, T., ET A. CASE (2000) : "Unnatural Experiments? Estimating the Incidence of Endogenous Policies," *Economic Journal*, 110(467, Features), F672–F694.
- BJORKLUND, A., ET R. MOFFITT (1987) : "The Estimation of Wage Gains and Welfare Gains in Self-Selection Models," *The Review of Economics and Statistics*, 69(1), 42–49.
- BLACKWELL, D. (1965) : "Discounted Dynamic Programming," *The Annals of Mathematical Statistics*, 36(1), 226–235.
- BLANCHARD, O. J. (2004) : "Peut-on éliminer le chômage en Europe?," *Revue Française d'Economie*, 18(4), 3–32.
- BLUNDELL, R., ET T. MACURDY (1999) : "Labor supply : A Review of Alternative Approaches," dans *Handbook of Labor Economics*, ed. O. C. Ashenfelter, et D. Card, vol. 3, chap. 27, pp. 1559–1695. Elsevier, North Holland.
- BOND, S., ET J. VAN REENEN (A paraître) : "Microeconomic Models of Investment and Employment," dans *Handbook of Econometrics*, ed. J. Heckman, et E. Leamer, vol. 6. Elsevier.
- BROCK, W. A., ET S. N. DURLAUF (2001) : "Interactions-Based Models," dans *Handbook of Econometrics*, ed. J. J. Heckman, et E. Leamer, vol. 5, chap. 54, pp. 3297–3380. Elsevier.
- BROCK, W. A., S. N. DURLAUF, ET K. D. WEST (2007) : "Model Uncertainty and Policy Evaluation : Some Theory and Empirics," *Journal of Econometrics*, 136(2), 629–664.



## Bibliographie

---

- BRODATY, T., B. CRÉPON, ET D. FOUGÈRE (2007) : “Les méthodes micro-économétriques d’évaluation et leurs applications aux politiques actives de l’emploi,” *Economie et Prévision*, 177(1), 93–118.
- BUNEL, M. (2005) : “Aides incitatives et déterminants des embauches des établissements passés aux 35 heures,” *Economie et Statistique*, 376-377, 91–115.
- CARNEIRO, P., K. T. HANSEN, ET J. J. HECKMAN (2001) : “Removing the Veil of Ignorance in Assessing the Distributional Impacts of Social Policies,” *Swedish Economic Policy Review*, 8(2), 273–301.
- (2003) : “Estimating Distributions of Treatment Effects with an Application to the Returns to Schooling and Measurement of the Effects of Uncertainty on College Choice, 2001 Lawrence R. Klein Lecture,” *International Economic Review*, 44(2), 361–422.
- CHAMBERLAIN, G. (2000) : “Econometrics and Decision Theory,” *Journal of Econometrics*, 95(2), 255–283.
- CHIRINKO, R. S., S. M. FAZZARI, ET A. P. MEYER (1999) : “How Responsive is Business Capital Formation to its User Cost? An Exploration with Micro Data,” *Journal of public economics*, 74(1), 53–80.
- CHRIST, C. F. (1994) : “The Cowles Commission’s Contributions to Econometrics at Chicago, 1939-1955,” *Journal of Economic Literature*, 32(1), 30–59.
- COGNEAU, D., ET A.-S. ROBILLIARD (2000) : “Growth, Distribution and Poverty in Madagascar : Learning from a Microsimulation Model in a General Equilibrium Framework,” Working Paper 61, IFPRI.
- CONLEY, T., ET C. UDRY (2001) : “Social Learning Through Networks : The Adoption of New Agricultural Technologies in Ghana,” *American Journal of Agricultural Economics*, 83(3), 668–673.
- CRÉPON, B., ET R. DESPLATZ (2001) : “Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires,” *Economie et Statistique*, 348, 1–22.
- CRÉPON, B., ET C. GIANELLA (2001) : “Fiscalité et coût d’usage du capital : incidences sur l’investissement, l’activité et l’emploi,” *Economie et Statistique*, 341-342(1/2), 197–128.
- CRÉPON, B., ET F. KRAMARZ (2002) : “Employed 40 Hours or Not Employed 39 : Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek,” *Journal of Political Economy*, 110(6), 1355–1389.
- CRÉPON, B., M. LECLAIR, ET S. ROUX (2005) : “RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d’entreprises,” *Economie et Statistique*, 376-377, 55–89.
- CUNHA, F., J. J. HECKMAN, ET S. NAVARRO-LOZANO (2005) : “Separating Uncertainty from Heterogeneity in Life Cycle Earnings, the 2004 Hicks Lecture,” *Oxford Economic Papers*, 57(2), 191–261.

- DAWID, A. P. (2000) : "Causal Inference Without Counterfactuals," *Journal of the American Statistical Association*, 95(450), 407–424.
- DE JANVRY, A., M. FAFCHAMPS, ET E. SADOULET (1991) : "Peasant Household Behavior with Missing Markets : Some Paradoxes Explained," *The Economic Journal*, 101(409), 1400–1417.
- DEATON, A. (1989) : "Rice Prices and Income Distribution in Thailand : A Non Parametric Analysis," *The Economic Journal*, 99(395), 1–37.
- (1997) : *The Analysis of Household Surveys : A Microeconometric Approach to Development Policy*. The World Bank, The Johns Hopkins university Press.
- DEATON, A., ET J. MUELLBAUER (1980) : *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press.
- DEHEJIA, R. H. (2005) : "Program Evaluation as a Decision Problem," *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 141–173.
- DUFLO, E. (2001) : "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia : Evidence from an Unusual Policy Experiment," *American Economic Review*, 91(4), 795–813.
- DUFLO, E., ET E. SAEZ (2003) : "The Role of Information and Social Interactions in Retirement Plan Decisions : Evidence From a Randomized Experiment," *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 815–842.
- ERICSON, R., ET A. PAKES (1995) : "Markov-Perfect Industry Dynamics : A Framework for Empirical Work," *The Review of Economic Studies*, 62(1), 53–82.
- FAN, J. (1992) : "Desing-Adaptative Nonparametric Regression," *Journal of the American Statistical Association*, 87(420), 998–1004.
- FAURE-GRIMAUD, A., J. J. LAFFONT, ET D. MARTIMORT (2003) : "Collusion, Delegation and Supervision with Soft Information," *The Review of Economic Studies*, 70(2), 253–279.
- FISHER, R. A. (1926) : "The Arrangements of Field Experiments," *Journal of the Ministry of Agriculture of Great Britain*, 33(2), 503–513.
- FLEURBAEY, M. (1996) : *Théories économiques de la justice*. Economica, Paris.
- FLEURBAEY, M., ET F. MANIQUET (1996) : "Utilitarianism vs Fairness in Welfare Economics," dans *Justice, Political Liberalism and Utilitarianism : Themes from Harsanyi and Rawls*, ed. M. Salles, et J. A. Weymark. Cambridge University Press.

## Bibliographie

---

- FLEURBAEY, M., K. SUZUMURA, ET K. TADENUMA (2005) : "Arrovian Aggregation in Economic Environments : How Much Should we Know About Indifference Surfaces?," *Journal of Economic Theory*, 124(1), 22–44.
- FLORENS, J.-P., J. HECKMAN, C. MEGHIR, ET E. VYTLACIL (2004) : "Instrumental Variables, Local Instrumental Variables and Control Functions," CeMMAP working papers CWP15/02, Centre for Microdata Methods and Practice, Institute for Fiscal Studies, available at <http://ideas.repec.org/p/ifs/cemmap/15-02.html>.
- FRIEDMAN, J., ET J. LEVINSOHN (2002) : "The Distributional Impact of Indonesia's Financial Crisis on Household Welfare : a "Rapid Response" Methodology," *The World Bank Economic Review*, 16(3), 397–423.
- FRISCH, R. (1933) : "Editor's Note," *Econometrica*, 1(1), 1–4.
- (1981) : "From Utopian Theory to Practical Applications : The Case of Econometrics," *The American Economic Review*, 71(6, Nobel Lectures and 1981 Survey of Members), 1–16.
- (1995) : "Autonomy of Economic Relationships," dans *The Foundations of Econometric Analysis*, ed. D. F. Hendry, et M. S. Morgan, chap. 37, pp. 400–407. Cambridge University Press.
- GAJDOS, T. (2001) : "Les fondements axiomatiques de la mesure des inégalités," *Revue d'économie politique*, 111(5), 683–720.
- GALIANI, S., P. GERTLER, ET E. SCHARGRODSKY (2005) : "Water for Life : The Impact of the Privatization of Water Services on Child Mortality," *Journal of Political Economy*, 113(1), 83–120.
- GILBOA, I., ET D. SCHMEIDLER (1989) : "Maxmin Expected Utility with Non-Unique Prior," *Journal of Mathematical Economics*, 18(2), 141–153.
- GOUX, D., ET E. MAURIN (2007) : "Close Neighbours Matter : Neighbourhood Effects on Early Performance at School," *The Economic Journal*, 117(523), 1193–1215.
- GREENE, W. H. (2000) : *Econometric Analysis*, vol. 1. Prentice Hall, 4th edn.
- GUBIAN, A., S. JUGNOT, F. LERAIS, ET V. PASSERON (2005) : "Les effets de la RTT sur l'emploi : des estimations ex ante aux évaluations ex post," *Economie et Statistique*, 376-377, 25–54.
- HAAVELMO, T. (1943) : "The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations," *Econometrica*, 11(1), 1–12.
- (1944) : "The Probability Approach in Econometrics," *Econometrica*, 12(Supplement), iii–vi+1–115.

- (1997) : “Econometrics and the Welfare State,” *The American Economic Review*, 87(6, Nobel Lectures and 1997 Survey of Members), 13–15.
- HAMERMESH, D. S. (1986) : “The Demand for Labor in the Long Run,” dans *Handbook of Labor Economics*, ed. O. C. Ashenfelter, et R. Layard, vol. Volume 1, chap. 8, pp. 429–471. Elsevier, North Holland.
- HAMERMESH, D. S., ET G. A. PFANN (1996) : “Adjustment Costs in Factor Demand,” *Journal of Economic Literature*, 34(3), 1264–1292.
- HANSEN, L. P., ET J. J. HECKMAN (1996) : “The Empirical Foundations of Calibration,” *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), 87–104.
- HANSEN, L. P., T. J. SARGENT, G. TURMUHAMBETOVA, ET N. WILLIAMS (2006) : “Robust Control and Model Misspecification,” *Journal of Economic Theory*, 128(1), 45–90.
- HANSEN, L. P., ET K. J. SINGLETON (1982) : “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models,” *Econometrica*, 50(5), 1269–1286.
- HARSANYI, J. C. (1953) : “Cardinal Utility in Welfare Economics and in the Theory of Risk-taking,” *The Journal of Political Economy*, 61(5), 434–435.
- HAUSMAN, J. A. (1981) : “Exact Consumer’s Surplus and Deadweight Loss,” *American Economic Review*, 71(4), 662–676.
- HAUSMAN, J. A., ET W. K. NEWEY (1995) : “Nonparametric Estimation of Exact Consumers Surplus and Deadweight Loss,” *Econometrica*, 63(6), 1445–1476.
- HECKMAN, J. J. (1979) : “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47(1), 153–162.
- (1989) : “Causal Inference and Nonrandom Samples,” *Journal of Educational Statistics*, 14(2), 159–168.
- (1990) : “Varieties of Selection Bias,” *The American Economic Review*, 80(2, Papers and Proceedings of the Hundred and Second Annual Meeting of the American Economic Association), 313–318.
- (1992) : “Randomization and Social Policy Evaluation,” dans *Evaluating Welfare and Training Programs*, ed. C. F. Manski, et I. Garfinkel, pp. 201–230. Harvard University Press.
- (1996a) : “Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables : Comment,” *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 459–462.
- (1996b) : “Randomization as an Instrumental Variable,” *The Review of Economics and Statistics*, 78(2), 336–341.

## Bibliographie

---

- (1997) : “Instrumental Variables : A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations,” *Journal of Human Resources*, 32(3), 441–462.
- (1999) : “Instrumental Variables : Response to Angrist and Imbens,” *Journal of Human Resources*, 34(4), 828–837.
- (2000) : “Causal Parameters and Policy Analysis in Economics : a Twentieth Century Retrospective,” *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 45–97.
- (2001) : “Micro data, Heterogeneity and the Evaluation of Public Policy : Nobel Lecture,” *Journal of Political Economy*, 109(4), 673–748.
- (2005a) : “Rejoinder : Response to Sobel,” *Sociological Methodology*, 35(1), 135–162.
- (2005b) : “The Scientific Model of Causality,” *Sociological Methodology*, 35(1), 1–97.
- HECKMAN, J. J., ET B. E. HONORE (1990) : “The Empirical Content of the Roy Model,” *Econometrica*, 58(5), 1121–1149.
- HECKMAN, J. J., ET V. J. HOTZ (1989) : “Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs : the Case of Manpower Training,” *Journal of the American Statistical Association*, 84(408), 862–874.
- HECKMAN, J. J., H. ICHIMURA, J. SMITH, ET P. TODD (1998) : “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data,” *Econometrica*, 66, 1017–1099.
- HECKMAN, J. J., H. ICHIMURA, ET P. TODD (1998) : “Matching as an Econometric Evaluation Estimator,” *The Review of Economic Studies*, 65(2), 261–294.
- HECKMAN, J. J., R. J. LALONDE, ET J. A. SMITH (1999) : “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs,” dans *Handbook of Labor Economics*, ed. O. C. Ashenfelter, et D. Card, vol. 3, chap. 31, pp. 1865–2097. Elsevier, North Holland.
- HECKMAN, J. J., L. LOCHNER, ET C. TABER (1998) : “General-Equilibrium Treatment Effects : A Study of Tuition Policy,” *American Economic Review*, 88(2, Papers and Proceedings of the Hundred and Tenth Annual Meeting of the American Economic Association), 381–386.
- HECKMAN, J. J., ET S. NAVARRO (2007) : “Dynamic Discrete Choice and Dynamic Treatment Effects,” *Journal of Econometrics*, 136(2), 341–396.
- HECKMAN, J. J., ET S. NAVARRO-LOZANO (2004) : “Using Matching, Instrumental Variables, and Control Functions to Estimate Economic Choice Models,” *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 30–57.

- HECKMAN, J. J., ET R. ROBB (1985a) : "Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions," dans *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, ed. J. J. Heckman, et B. Singer, pp. 156–245. Cambridge University Press, New-York.
- (1985b) : "Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions : An Overview," *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 239–267.
- (1986) : "Alternative Methods for Solving the Problem of Selection Bias," dans *Drawing Inferences from Self-Selected Samples*, ed. H. Wainer, pp. 63–107. Springer-Verlag, New-York.
- HECKMAN, J. J., ET J. SMITH (1995) : "Assessing the Case for Social Experiments," *Journal of Economic Perspectives*, 9(2), 85–110.
- (1998) : "Evaluating the Welfare State," dans *Econometrics and Economics in the 20th Century*, ed. S. Strom. Cambridge University Press, New York.
- HECKMAN, J. J., J. SMITH, ET N. CLEMENTS (1997) : "Making the Most Out of Programme Evaluations and Social Experiments : Accounting for Heterogeneity in Programme Impacts," *The Review of Economic Studies*, 64(4, Special Issue : Evaluation of Training and Other Social Programmes), 487–535.
- HECKMAN, J. J., J. STIXRUD, ET S. URZUA (2006) : "The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior," *Journal of Labor Economics*, forthcoming.
- HECKMAN, J. J., J. TOBIAS, ET E. VYTLACIL (2003) : "Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent Variable Framework," *The Review of Economics and Statistics*, 85(3), 3 748–755.
- HECKMAN, J. J., J. L. TOBIAS, ET E. VYTLACIL (2001) : "Four Parameters of Interest in the Evaluation of Social Programs," *Southern Economic Journal*, 68(2), 210–223.
- HECKMAN, J. J., S. URZUA, ET E. VYTLACIL (2006) : "Understanding Instrumental Variables in Models with Essential Heterogeneity," *Review of Economics and Statistics*, 88, 389–432.
- HECKMAN, J. J., ET E. J. VYTLACIL (1998) : "Instrumental Variables Methods for the Correlated Random Coefficient Model : Estimating the Average Rate of Return to Schooling When the Return is Correlated with Schooling," *Journal of Human Resources*, 33(4), 974–987.
- (1999) : "Local Instrumental Variables and Latent Variable Models for Identifying and Bounding Treatment Effects," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 96(8), 4730–4734.
- (2000) : "The Relationship between Treatment Parameters within a Latent Variable Framework," *Economics Letters*, 66(1), 33–39.

## Bibliographie

---

- (2001) : “Policy-Relevant Treatment Effects,” *American Economic Review*, 91(2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association), 107–111.
- (2005) : “Structural Equations, Treatment Effects and Econometric Policy Evaluation,” *Econometrica*, 73(3), 669–738.
- HOEKMAN, B., F. NG, ET M. OLARREAGA (2003) : “Reducing agricultural tariffs versus domestic support : what’s more important for developing countries?,” Policy Research Working Paper Series 2918, The World Bank, available at <http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/2918.html>.
- HOLLAND, P. W. (1986a) : “Statistics and Causal Inference,” *Journal of the American Statistical Association*, 81, 945–970.
- (1986b) : “Statistics and Causal Inference : Rejoinder,” *Journal of the American Statistical Association*, 81(396), 968–970.
- (1988) : “Causal Inference, Path Analysis, and Recursive Structural Equations Models,” *Sociological Methodology*, 18, 449–484.
- HUME, D. (1748) : *Enquête sur l’entendement humain*. Le Livre de Poche.
- HURWICZ, L. (1950) : “Generalization of the Concept of Identification,” dans *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, ed. T. C. Koopmans, cowles commission for research in economics monograph no. 10 IV, pp. 245–257. John Wiley & Sons.
- (1962) : “On the Structural Form of Interdependent Systems,” dans *Logic, Methodology and Philosophy of Science*, ed. E. Nagel, P. Suppes, et A. Tarski, pp. 232–239. Stanford University Press.
- IMBENS, G. W. (2004) : “Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects Under Exogeneity : A Review,” *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 4–29.
- IMBENS, G. W., ET J. D. ANGRIST (1994) : “Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects,” *Econometrica*, 62(2), 467–476.
- IMBENS, G. W., ET D. B. RUBIN (1997) : “Estimating Outcome Distributions for Compliers in Instrumental Variables Models,” *The Review of Economic Studies*, 64(4, Special Issue : Evaluation of Training and Other Social Programmes), 555–574.
- JORGENSON, D. W. (1963) : “Capital Theory and Investment Behavior,” *American Economic Review*, 53(2), 247–259.

- KOOPMANS, T. C. (1950) : "When is an Equation System Complete for Statistical Purposes?," dans *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, ed. T. C. Koopmans, cowles commission for research in economics monograph no. 10 XVII, pp. 393–409. John Wiley & Sons.
- KOOPMANS, T. C., ET O. REIERSOL (1950) : "The Identification of Structural Characteristics," *The Annals of Mathematical Statistics*, 21(2), 165–181.
- KOOPMANS, T. C., H. RUBIN, ET R. B. LEIPNIK (1950) : "Measuring the Equation Systems of Dynamic Economies," dans *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, ed. T. C. Koopmans, cowles commission for research in economics monograph no. 10 II, pp. 53–237. John Wiley & Sons.
- LALONDE, R. (1986) : "Evaluating the Econometric Evaluation of Training Programs with Experimental Data," *American Economic Review*, 76, 604–620.
- LAMBERT, S., ET T. MAGNAC (1999) : "Implicit Prices and Recursivity of Agricultural Households' Decisions," Mimeo, INRA and CREST.
- LEGENBRE, F., ET P. LE MAITRE (1997) : "Le lien emploi-coût relatif des facteurs de production : quelques résultats obtenus à partir de données de panel," *Economie et Statistique*, 301-302(1/2), 111–127.
- LEVINSOHN, J., ET A. PETRIN (2003) : "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317–341.
- LITTLE, I. M. D. (1949) : "The Economist and the State," *The Review of Economic Studies*, 17(1), 75–76.
- LUCAS, R. E. J. (1976) : "Econometric Policy Evaluation : A Critique," dans *The Philips Curve and Labor Markets*, ed. K. Brunner, et A. H. Meltzer, vol. 1 of *Carnegie Rochester Series on Public Policy*, pp. 19–46. North Holland.
- LUCAS, R. E. J. (1978) : "On the Size Distribution of Business Firms," *The Bell Journal of Economics*, 9(2), 508–523.
- LUNDGREN, T., ET M. SJÖSTRÖM (1999) : "A Dynamic Factor Demand Model for the Swedish Pulp Industry : an Euler Equation Approach," *Journal of Forest Economics*, 5(1), 1–23.
- MAGNAC, T. (2000) : "L'apport de la microéconométrie à l'évaluation des politiques publiques," *Cahiers d'économie et de sociologie rurales*, 54, 90–113.
- MANSKI, C. F. (2000) : "Identification Problems and Decisions under Ambiguity : Empirical Analysis of Treatment Response and Normative Analysis of Treatment Choice," *Journal of Econometrics*, 95(2), 415–442.



## Bibliographie

---

- (2002) : “Treatment Choice Under Ambiguity Induced by Inferential Problems,” *Journal of Statistical Planning and Inference*, 105(1), 67–82.
- (2005) : *Social Choice with Partial Knowledge of Treatment Response*. Princeton University Press.
- MARSCHAK, J. (1953) : “Economic Measurements for Policy and Prediction,” dans *Studies in Econometric Method*, ed. W. Hood, et T. Koopmans, cowles commission for research in economics monograph no. 14 I, pp. 1–26. John Wiley, New York.
- (1995) : “Economic Interdependence and Statistical Analysis,” dans *The Foundations of Econometric Analysis*, ed. D. F. Hendry, et M. S. Morgan, chap. 38, pp. 408–427. Cambridge University Press.
- MATZKIN, R. L. (1994) : “Restrictions of Economic Theory in Nonparametric Methods,” dans *Handbook of Econometrics*, ed. R. F. Engle, et D. L. McFadden, vol. 4, chap. 42, pp. 2523–2558. Elsevier.
- (A paraître) : “Nonparametric Identification,” dans *Handbook of Econometrics*, ed. J. Heckman, et E. Leamer, vol. 6. Elsevier.
- MCCLOSKEY, D. N. (1983) : “The Rhetoric of Economics,” *Journal of Economic Literature*, 21(2), 481–517.
- MCFADDEN, D. (1978) : “Cost, Revenue and Profit Functions,” dans *Production Economics : a Dual Approach to Theory and Applications*, ed. M. Fuss, et D. McFadden, vol. 1 of *Contributions to Economic Analysis*, pp. 1–110. North Holland Publishing Company, Amsterdam, New York, Oxford.
- MEYER, B. D. (1995) : “Natural and Quasi-Experiments in Economics,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(2, JBES Symposium on Program and Policy Evaluation), 151–161.
- MEYER, B. D., W. K. VISCUSI, ET D. L. DURBIN (1995) : “Workers’ Compensation and Injury Duration : Evidence from a Natural Experiment,” *The American Economic Review*, 85(3), 322–340.
- MIGUEL, E., ET M. KREMER (2004) : “Worms : Identifying Impacts on Education and Health in the Presence of Treatment Externalities,” *Econometrica*, 72(1), 159–217.
- MINOT, N., ET F. GOLETTI (2000) : “Rice Market Liberalization and Poverty in Viet-Nam,” Research report 114, IFPRI.
- MOFFITT, R. A. (2004) : “The Role of Randomized Field Trials in Social Science Research : A Perspective from Evaluations of Reforms of Social Welfare Programs,” *American Behavioral Scientist*, 47(5), 506–540.

- MORGAN, M. (1990) : *The History of Econometric Ideas*. Cambridge University Press.
- MORRISON, C. J., ET E. R. BERNDT (1981) : "Short-Run Labor Productivity in a Dynamic Model," *Journal of Econometrics*, 16(3), 339–365.
- NEYMAN, J. (1923) : "On the Application of Probability Theory to Agricultural Experiments. Essay on Principles. Section 9," *Statistical Science*, 5(4), 465–472, traduit par D. M. Dabrowska et T. P. Speed, 1990.
- NEYMAN, J., K. IWASZKIEWICZ, ET S. KOLODZIEJCZYK (1935) : "Statistical Problems in Agricultural Experimentation," *Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society*, 2(2), 107–180.
- NICITA, A. (2004) : "Who Benefited from Trade Liberalization in Mexico? Measuring the Effects on Household Welfare," Policy Research working paper 3265, The World Bank.
- OCDE (2002) : *Politiques agricoles des pays de l'OCDE, suivi et évaluation*. OCDE, Paris.
- OECD (2002) : "The Medium-Term Impacts of Trade Liberalisation in OECD Countries on the Food Security of Non-Members Economies," Document de Travail COM/AGR/TD/WP(2001)74/FINAL, OECD.
- OLLEY, G. S., ET A. PAKES (1996) : "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica*, 64(6), 1263–1297.
- OXFAM (2002) : "Milking the CAP. How Europe's Dairy Regime is Devastating the Livelihoods in the Developing World," Oxfam briefing paper 34, OXFAM international.
- (2003) : "Dumping Without Borders. How US Agricultural Policies are Devastating the Livelihoods of the Mexican Corn Farmers," Oxfam briefing paper 50, OXFAM international.
- PAKES, A. (1994) : "Estimation of Dynamic Structural Models : Problems and Prospects Part II : Mixed Continuous-Discrete Models and Market Interactions," dans *Advances In Econometrics*, ed. C. Sims, Econometric Society Monographs. Cambridge University Press.
- PAPKE, L. E. (1994) : "Tax Policy and Urban Development : Evidence From the Indiana Enterprise Zone Program," *Journal of Public Economics*, 54(1), 37–49.
- PAZNER, E. A. (1979) : "Equity, Nonfeasible Alternatives and Social Choice : A Reconsideration of the Concept of Social Welfare," dans *Aggregation and Revelation of Preferences*, ed. J. J. Laffont. North-Holland, Amsterdam.
- PEARL, J. (2000) : *Causality : Models, Reasoning and Inference*. Cambridge University Press.

## Bibliographie

---

- PERRET, B. (2001) : *L'évaluation des politiques publiques*, Repères. La Découverte.
- PIKETTY, T. (1997) : *L'économie des inégalités*, Repères. La Découverte, 5eme edn.
- (2004) : "L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite sociale dans les écoles française : une estimation à partir du panel primaire 1997," Mimeo.
- PINDYCK, R. S., ET J. J. ROTEMBERG (1983) : "Dynamic Factor Demands and the Effects of Energy Price Shocks," *American Economic Review*, 73(5), 1066–1079.
- PORTO, G. G. (2004) : "Using Survey Data to Assess the Distributional Effects of Trade Policy," Policy research Working Paper 3137, The World Bank.
- QUANDT, R. E. (1958) : "The Estimation of the Parameters of a Linear Regression System Obeying Two Separate Regimes," *Journal of the American Statistical Association*, 53(284), 873–880.
- RAWLS, J. (1987) : *Théorie de la justice*. Editions du Seuil.
- ROSENBAUM, P. R., ET D. B. RUBIN (1983) : "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70(1), 41–55.
- (1984) : "On the Nature and Discovery of Structure : Comment," *Journal of the American Statistical Association*, 79(385), 26–28.
- ROSENZWEIG, M. R., ET K. I. WOLPIN (2000) : "Natural "Natural Experiments" in Economics," *Journal of Economic Literature*, XXXVIII, 827–874.
- ROY, A. D. (1951) : "Some Thoughts on the Distribution of Earnings," *Oxford Economic Papers*, 3, 135–146.
- RUBIN, D. B. (1974) : "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies," *Journal of Educational Psychology*, 66(5), 688–701.
- (1977) : "Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate," *Journal of Educational Statistics*, 2(1), 1–26.
- (1978) : "Bayesian Inference for Causal Effects : The Role of Randomization," *The Annals of Statistics*, 6(1), 34–58.
- (1980) : "Randomization Analysis of Experimental Data : The Fisher Randomization Test Comment," *Journal of the American Statistical Association*, 75(371), 591–593.
- (1990) : "[On the Application of Probability Theory to Agricultural Experiments. Essay on Principles. Section 9.] Comment : Neyman (1923) and Causal Inference in Experiments and Observational Studies," *Statistical Science*, 5(4), 472–480.

- RUST, J. (1994) : "Structural Estimation of Markov Decision Processes," dans *Handbook of Econometrics*, ed. R. F. Engle, et D. L. McFadden, vol. 4, chap. 51, pp. 3081–3143. Elsevier.
- SAMUELSON, P. A. (1977) : "Reaffirming the Existence of "Reasonable" Bergson-Samuelson Social Welfare Functions," *Economica*, 44(173), 81–88.
- SEVESTRE, P. (2002) : *Econométrie des données de panel*, Collection Eco-Sup. 2002, Paris.
- SHADISH, W. R., T. D. COOK, ET D. T. CAMPBELL (2002) : *Experimental and Quasi-Experimental Designs for Generalized Causal Inference*. Houghton Mifflin.
- SHAPIRO, M. D. (1986) : "The Dynamic Demand for Capital and Labor," *Quarterly Journal of Economics*, 101(3), 513–542.
- SHEPHERD, B. (2004) : "The Impact of US Subsidies on the World Cotton Market : A Reassessment," Document de travail, Groupe d'Économie Mondiale, Sciences-Po.
- SIMON, H. A. (1952) : "On the Definition of the Causal Relation," *The Journal of Philosophy*, 49(16), 517–528.
- (1953) : "Causal Ordering and Identifiability," dans *Studies in Econometric Method*, ed. W. Hood, et T. Koopmans, chap. III, pp. 49–74. John Wiley, New York.
- (1954) : "Spurious Correlation : A Causal Interpretation," *Journal of the American Statistical Association*, 49(267), 467–479.
- (1955) : "Further Remarks on the Causal Relation," *The Journal of Philosophy*, 52(1), 20–21.
- SIMON, H. A., ET N. RESCHER (1966) : "Cause and Counterfactual," *Philosophy of Science*, 33(4), 323–340.
- SOBEL, M. E. (2005) : "Discussion : 'The Scientific Model of Causality'," *Sociological Methodology*, 35(1), 99–134.
- STERN, N. (2002) : "Making Trade Work for Poor People," .
- STIGLER, S. M. (1986) : *The History of Statistics : the Measurement of Uncertainty Before 1900*. The Belknap Press of Harvard University Press.
- STOKEY, N. L., R. E. J. LUCAS, ET E. C. PRESCOTT (1989) : *Recursive Methods in Economic Dynamics*. Harvard University Press.
- STRAUSS, J. (1986) : "The Theory and Comparative Statics of Agricultural Household Models : A General Approach," dans *Agricultural household models, extensions applications and policies*, ed. I. Singh, L. Squire, et J. Strauss, pp. 71–91. Johns Hopkins University Press, Baltimore.

## Bibliographie

---

- THOMSEN, T. (2000) : "Short Cuts to Dynamic Factor Demand Modelling," *Journal of Econometrics*, 97(1), 1–23.
- TINBERGEN, J. (1952) : *On the Theory of Economic Policy*. North Holland.
- (1956) : *Economic Policy : Principles and Design*. North Holland.
- TRAORÉ, F. (2005) : "Impact des subventions américaines sur le prix mondial du coton : une approche par les VAR Bayésiens," dans *Filières d'exportation de produits agricoles du Sud : réformes institutionnelles, négociations internationales et impacts socio-démographiques*, Bamako. AUF, CIRAD, IER.
- VYTLACIL, E. (2002) : "Independence, Monotonicity, and Latent Index Models : An Equivalence Result," *Econometrica*, 70(1), 331–341.
- (2006) : "A Note on Additive Separability and Latent Index Models of Binary Choice : Representation Results," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(4), 515–518.
- WALD, A. (1940) : "The Fitting of Straight Lines if Both Variables are Subject to Error," *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(3), 284–300.
- (1945) : "Statistical Decision Functions Which Minimize the Maximum Risk," *Annals of Mathematics*, 46(2), 265–280.
- (1950) : "Note on the Identification of Economic Relations," dans *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, ed. T. C. Koopmans, Cowles Commission for Research in Economics Monograph no. 10 III, pp. 238–244. John Wiley & Sons.
- WEBER, M. (1919) : "Le métier et la vocation de savant," dans *Le savant et le politique*, chap. 1, pp. 71–122. 10/18.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2002) : *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, vol. 1. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1 edn.
- WRIGHT, S. (1921) : "Correlation and Causation," *Journal of Agricultural Research*, 20(7), 557–587.



## **Résumé**

Cette thèse aborde le problème de l'évaluation des politiques publiques comme un problème de décision. Les mérites respectifs des approches statistique (utilisant les modèles à résultats potentiels) et économétrique (utilisant les systèmes d'équations simultanées) sont analysés au regard de leur capacité à envisager cette décision. L'approche économétrique est retenue car elle permet notamment de modéliser simplement les interventions publiques. Les paramètres d'effets causaux moyens habituellement estimés dans la littérature sont reliés aux problèmes de décision qu'ils permettent de résoudre. De nouveaux paramètres plus largement pertinents sont définis. Les problèmes pratiques de l'identification de l'impact des politiques publiques sont étudiés à travers l'exemple des subventions à l'investissement. Leur impact sur la demande de travail et de matériaux est étudié par la méthode des effets fixes. Cet estimateur est modifié pour estimer le profil temporel de l'impact des aides et permettre de tester ses hypothèses de validité. Enfin, l'importance des critères de jugement de la politique est présentée à travers l'exemple de l'impact des politiques agricoles des pays développés au Brésil. On montre que si les évaluations utilisant la somme des surplus concluent à un effet positif de cette réforme, c'est que les gains des plus riches compensent les pertes des plus défavorisés.

## **Summary**

In this PhD thesis, we describe the evaluation problem as a decision problem : a policy is evaluated by comparing the realized outcomes to the counterfactual ones that could have happened had the policy been different. We study how well the statistical potential outcome framework and the econometric simultaneous equations model perform at describing and encoding public policies. The econometric approach to causality is preferred because it allows the modelling of interventions as modifications. The usual treatment effect parameters are linked to the decision problems they allow to solve. New parameters, solving problems in more general models, are defined. We then take an example of the practical problem of identifying the causal effect of public policies from observed data. We study the impact of investment subsidies on the demand for labor and materials. We derive the behavior of the within estimator under different identifying assumptions. Tests are developed using a modified version of this estimator to determine whether there is an impact of the subsidies or if the observed data exhibit only selection effects. The sensitivity of evaluation results to the welfare functions used is finally investigated. We show that getting rid of developed countries agricultural policies increases aggregate welfare in Brazil whereas at the same time it decreases the welfare of the poor.